TUGAS AKHIR – SS141501

ANALISIS FAKTOR-FAKTOR YANG BERPENGARUH TERHADAP JUMLAH KEMATIAN IBU DAN JUMLAH KEMATIAN BAYI DI PROVINSI JAWA TENGAH DENGAN *BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION*

MAUDI PRAMEDIA PUTRI
NRP 1313100 001

Dosen Pembimbing
Dr. Purhadi, M.Sc.

PROGRAM STUDI S1
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017

TUGAS AKHIR – SS 141501

Analisis Faktor-Faktor yang Berpengaruh terhadap Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Tengah dengan *Bivariate Generalized Poisson Regression*

MAUDI PRAMEDIA PUTRI
NRP 1313100 001

Dosen Pembimbing
Dr. Purhadi, M.Sc.

PROGRAM STUDI S1
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017

FINAL PROJECT – SS 141501

ANALYSIS OF MATERNAL AND INFANT MORTALITY FACTOR IN CENTRAL JAVA USING BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION

MAUDI PRAMEDIA PUTRI
NRP 1313100 001

Supervisor
Dr. Purhadi, M.Sc

UNDERGRADUATE PROGRAMME
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2017

LEMBAR PENGESAHAN

ANALISIS FAKTOR-FAKTOR YANG BERPENGARUH TERHADAP JUMLAH KEMATIAN IBU DAN JUMLAH KEMATIAN BAYI DI PROVINSI JAWA TENGAH DENGAN *BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION*

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains
pada
Program Studi S-1 Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :
MAUDI PRAMEDIA PUTRI
NRP. 1313 100 001

Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir:

Dr. Purhadi, M.Sc ( )
NIP. 19620204 198701 1 001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika FMIPA-ITS

Dr. Suhartono
NIP. 19710929 199512 1 001

KEMENTERIAN RISET, TEKNOLOGI, DAN PENDIDIKAN TINGGI
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
JURUSAN STATISTIKA

SURABAYA, JANUARI 2017

ANALYSIS OF MATERNAL AND INFANT MORTALITY FACTOR IN CENTRAL JAVA USING BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION

Name	**: Maudi Pramedia Putri**
NRP	**: 1313 100 001**
Department	**: Statistics FMIPA-ITS**
Supervisor	**: Dr. Purhadi, M.Sc**

Abstract

The number of maternal mortality and infant mortality in Central Java until the end of 2015 still has a long way to accomplish the MDGs target. The number of infant mortality in Central Java is included 6th highest rank in Indonesia and for the maternal mortality in Central Java within last five years always increased, although in the end of 2015 has been decrease but it has not meet the MDGs target. Because of it, the government of Central Java needs to suppress maternal mortality and infant mortality, so a research about analyzing the factors that affect maternal mortality and infant mortality with Bivariate Generalized Poisson Regression is needed. On the best model that has been selected based on the smallest AIC which is affect the maternal mortality and infant mortality is the percentage of child's birth by skilled health labor, percentage pregnant woman get Fe3 tablet, percentage of obstetric complication handled, percentage of households with-PHBS and percentage of pregnant women with K4 program.

***Keywords** : AIC, Bivariate Generalized Poisson Regression, Central Java, Infant Mortality Maternal Mortality.*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

ANALISIS FAKTOR-FAKTOR YANG BERPENGARUH TERHADAP JUMLAH KEMATIAN IBU DAN JUMLAH KEMATIAN BAYI DI PROVINSI JAWA TENGAH DENGAN *BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION*

Nama Mahasiswa	**: Maudi Pramedia Putri**
NRP	**: 1313 100 001**
Jurusan	**: Statistika FMIPA-ITS**
Dosen Pembimbing	**: Dr. Purhadi, M.Sc.**

Abstrak

Jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah hingga akhir tahun 2015 masih memiliki tugas yang berat dalam memenuhi target MDGs. Jumlah kematian bayi di Jawa Tengah termasuk dalam 6 peringkat tertinggi di Indonesia dan untuk jumlah kematian ibu di Jawa Tengah dalam kurun waktu lima tahun terakhir terus mengalami peningkatan dan telah mengalami penurunan pada tahun 2015 akan tetapi belum memenuhi target MDGs, untuk itu perlu adanya upaya dari pemerintah Provinsi Jawa Tengah untuk menekan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi sehingga perlu dilakukan penelitian untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan menggunakan Bivariate Generalized Poisson Regression. Pada model terbaik yang diseleksi menggunakan nilai AIC yang signifikan mempengaruhi jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi adalah persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4.

Kata Kunci-*Jawa Tengah, Kematian Ibu, Kematian Bayi, Bivariate Generalized Poisson Regression, AIC.*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadirat Allah SWT, atas segala rahmat dan karunia-Nya yang tak pernah henti diberikan, sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir dengan judul **"Analisis Faktor-Faktor yang Berpengaruh terhadap Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Tengah dengan *Bivariate Generalized Poisson Regression*"** dengan lancar.

Keberhasilan penyusunan Tugas Akhir ini tidak lepas dari banyaknya bantuan dan dukungan yang diberikan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, pada kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih kepada:

1. Dr. Purhadi, M.Sc selaku dosen pembimbing yang telah sabar dalam memberikan bimbingan, saran, dan dukungan selama penyusunan Tugas Akhir.
2. Bapak Dr. Sutikno, M.Si dan Ibu Dr. Santi Puteri Rahayu, S.Si, M.Si selaku dosen penguji yang telah memberikan banyak bantuan dan masukan untuk kesempurnaan Tugas Akhir ini.
3. Bapak, Ibu serta lima adik perempuan yang selalu memberikan dukungan, kasih sayang, semangat, dan doa yang tidak pernah berhenti, yang menjadi pemicu bagi penulis dalam menyelesaikan Tugas Akhir.
4. Bapak Dr. Suhartono selaku Ketua Jurusan Statistika ITS dan Bapak Dr. Sutikno, S.Si, M.Si selaku ketua prodi S1 Statistika ITS.
5. Bapak Dr. Bambang Widjanarko Otok, M,Si selaku dosen wali atas dukungan, nasehat, motivasi dan semangat yang diberikan untuk dapat menempuh studi selama 7 semester.
6. Seluruh dosen Jurusan Statistika ITS yang telah memberikan ilmu dan pengetahuan yang tak ternilai harganya, serta segenap karyawaan Jurusan Statistika ITS.
7. Ulfah, Vira, Desy dan Krisna a.k.a Anak Kos Mbak Ilfah yang selalu memberikan dukungan sejak Mahasiswa Baru hingga saat kelulusan. Terimakasih telah memberikan banyak pembelajaran dalam kehidupan di luar kuliah.

8. Dhira, Bani dan para Staff PSDM HIMASTA-ITS 15/16 yang telah banyak memberikan kenangan manis selama satu kepengurusan HIMASTA-ITS.
9. Rukmi, Indri dan teman-teman seperjuangan PW 115 yang tidak pernah berhenti untuk menghibur, memberikan tawa dan kebersamaan.
10. Brian, Dian, Dany, Rani, Nia dan Yunita yang telah memberikan dukungan serta doa dari sebuah persahabatan yang tak ternilai harganya.
11. Ardhian atas segala waktu, perhatian dan tenaga yang telah diberikan selama mendampingi penulis.
12. Keluarga besar Sigma 24 yang selalu memberikan kehangatan dan kenyamanan kepada penulis selama ini.
13. Semua pihak yang telah memberikan bantuan hingga penyusunan laporan Tugas Akhir ini dapat terselesaikan.

Penulis berharap hasil Tugas Akhir ini dapat bermanfaat bagi kita semua. Semoga kebaikan dan bantuan yang telah diberikan kepada penulis dibalas dengan kebaikan yang lebih besar lagi oleh Tuhan Yang Maha Esa. Aamiin.

Surabaya, Januari 2017

Penulis

DAFTAR ISI

Halaman

HALAMAN JUDUL... i
ABSTRAK.. v
ABSTRACT vii
KATA PENGANTAR ix
DAFTAR ISI xi
DAFTAR GAMBAR xiii
DAFTAR TABEL... xv
DAFTAR LAMPIRAN xvii

BAB I PENDAHULUAN
1.1 Latar Belakang.. 1
1.2 Rumusan Masalah 4
1.3 Tujuan Penelitian 4
1.4 Manfaat Penelitian 4
1.5 Batasan Penelitian.. 5

BAB II TINJAUAN PUSTAKA
2.1 Statistika Deskriptif 7
2.2 Distribusi Poisson 8
2.2.1 Distribusi Univariat Poisson.................... 9
2.2.2 Distribusi Bivariat Poisson...................... 10
2.3 Regresi Poisson 11
2.4 *Generalized Poisson Regression*........................ 12
2.5 Bivariate Generalized Poisson Regression......... 13
2.5.1 Korelasi 15
2.5.2 Pendugaan Parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression*............................. 15
2.5.3 Pengujian Hipotesis Parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression* 28
2.6 Multikolinieritas... 37
2.7 Pemilihan Model Terbaik................................... 38
2.8 Kerangka Konsep Penelitian 38
2.9 Penelitian Sebelumnya 43

BAB III METODOLOGI PENELITIAN
3.1 Sumber Data 45
3.2 Variabel Penelitian dan Struktur Data 45
3.3 Langkah Analisis 48

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN
4.1 Deskripsi Kabupaten/Kota di Jawa Tengah 51
4.1.1 Peta Tematik Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi.............................. 51
4.1.2 Peta Tematik Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi.............................. 54
4.1.3 Pola Hubungan Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi.............................. 60
4.2 Pemodelan Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi dengan *Bivariate Generalized Poisson Regression* 62
4.2.1 Pengujian Distribusi *Bivariate Poisson* 62
4.2.2 Pengujian *Overdispersion* atau *Underdispersion* 63
4.2.3 Pengujian Korelasi Jumlah kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi 64
4.2.4 Pemeriksaan Multikolinieritas 65
4.3 Model *Generalized Poisson Regression* 67
4.4 Model *BGPR*.. 71
4.5 Pemilihan Model Terbaik................................... 76
4.5.1 Model *Bivariate Generalized Poisson Regression* Terbaik................................... 77
4.5.2 Faktor yang Berpengaruh Secara Signifikan pada Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi.............................. 80

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN
5.1 Kesimpulan 83
5.2 Saran 85

DAFTAR PUSTAKA 87
LAMPIRAN 91

DAFTAR TABEL

		Halaman
Tabel 3.2	Variabel Penelitian	45
Tabel 3.3	Struktur Data	48
Tabel 4.1	*Mean* dan Varians Variabel Respon	63
Tabel 4.2	Nilai Korelasi Antar Variabel Respon	64
Tabel 4.3	Nilai Korelasi Antar Variabel Prediktor	65
Tabel 4.4	Nilai VIF Setiap Variabel	66
Tabel 4.5	Estimasi Parameter Model *Generalized Poisson Reression*	67
Tabel 4.6	Nilai t_{hitung} Model *Generalized Poisson Regression*...	70
Tabel 4.7	Estimasi Parameter Model *Bivariate Generalized Poisson Reression.*	72
Tabel 4.8	Nilai Z_{hitung} Parameter Dispersi.	75
Tabel 4.9	Nilai Z_{hitung} Model *Bivariate Generalized Poisson Regression.*	75
Tabel 4.10	Kriteria Kebaikan Model.	77
Tabel 4.11	Estimasi Parameter Model *Bivariate Generalized Poisson Reression.*	78
Tabel 4.12	Nilai Z_{hitung} Parameter Dispersi.	80
Tabel 4.13	Nilai Z_{hitung} Model *Bivariate Generalized Poisson Regression.*	81

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR GAMBAR

Halaman

Gambar 2.1	Model Konseptual Hubungan Kematian Ibu dan Kematian Bayi.	39
Gambar 3.1	Diagram Alir Penelitian.................................	50
Gambar 4.1	Persebaran Jumlah Kematian Ibu di Jawa Tengah	52
Gambar 4.2	Persebaran Jumlah Kematian Bayi di Jawa Tengah	53
Gambar 4.3	Persebaran Persentase Persalinan oleh Tenaga Kesehatan...	54
Gambar 4.4	Persebaran Persentase Ibu Hamil Mendapatkan Tablet Fe3	55
Gambar 4.5	Persebaran Persentase Komplikasi Kebidanan Ditangani	56
Gambar 4.6	Persebaran Persentase Rumah Tangga Ber-PHBS	58
Gambar 4.7	Persebaran Persentase Ibu Melaksanakan Program K4...	59
Gambar 4.8	Plot Ln Variabel Jumlah Kematian Ibu	60
Gambar 4.9	Plot Ln Variabel Jumlah Kematian Bayi	61

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

		Halaman
Lampiran 1	Data Penelitian	91
Lampiran 2	*Output* Statistika Deskriptif	93
Lampiran 3	*Output* Korelasi Variabel Respon	94
Lampiran 4	*Output* Koefisien Determinasi	95
Lampiran 5	Program R pada *Bivariate Generalized Poisson Regression*	98
Lampiran 6	Hasil Program R pada *Bivariate Generalized Poisson Regression*	101
Lampiran 7	*Output* Nilai AIC dengan Variabel X_3	102
Lampiran 8	*Output* Nilai AIC dengan Variabel X_1 dan X_3	103
Lampiran 9	*Output* Nilai AIC dengan Variabel X_1 ,X_3 dan X_4......	104
Lampiran 10	*Output* Nilai AIC dengan Variabel X_1 ,X_3 ,X_4 dan X_5..	105
Lampiran 11	Surat Pernyataan Pengambilan Data	106
Lampiran 12	Syntax SAS *Generalized Poisson Regression*...........	107
Lampiran 13	Output SAS GPR Variabel Jumlah Kematian Ibu	108
Lampiran 14	Output SAS GPR Variabel Jumlah Kematian Bayi	109

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I
PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Provinsi Jawa Tengah merupakan salah satu dari beberapa provinsi di Pulau Jawa yang masih memiliki tugas yang berat dalam memenuhi target MDGs yang terkait dengan upaya penurunan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi hingga akhir tahun 2015. Jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi merupakan salah satu indikator penting dalam menentukan tingkat kesehatan masyarakat dan kesejahteraan suatu bangsa. Kematian bayi dapat dijadikan sebagai indikator penting bagi kesehatan seluruh populasi, mencerminkan bahwa faktor-faktor struktural seperti pembangunan ekonomi, kondisi kehidupan, kesejahteraan sosial, dan kualitas lingkungan yang mempengaruhi kesehatan seluruh populasi berdampak pada jumlah kematian bayi (Reidpath & Allotey, 2003). Salah satu agenda yang harus dipenuhi dalam MDG’s adalah meningkatkan derajat kesehatan Ibu dan menurunkan AKI hingga 102 per 100.000 kelahiran hidup dan menurunkan AKB hingga 23 per 1.000 kelahiran hidup pada tahun 2015. Adanya target penurunan AKI dan AKB yang dicantumkan dalam MDG’s ini menunjukkan betapa pentingnya untuk menjadi perhatian di kalangan pemerintah terhadap upaya-upaya penurunan AKI dan AKB. Bahkan beberapa provinsi di Pulau Jawa masih memiliki tugas yang berat dalam memenuhi target tersebut seperti Jawa Barat, Jawa Tengah, dan Jawa Timur.

Kementerian Kesehatan memiliki peran penting dalam mengurangi AKI dan AKB yaitu dengan meluncurkan program *Expanding Maternal and Neonatal Survival* (EMAS) dalam rangka menurunkan AKI dan AKB sebesar 25%. Program ini dilaksanakan di provinsi dan kabupaten dengan jumlah kematian ibu dan bayi yang tinggi, yaitu Sumatera Utara, Banten, Jawa Barat, Jawa Tengah, Jawa Timur, dan Sulawesi Selatan. Dasar pemilihan provinsi tersebut dikarenakan 52,6% dari jumlah total kejadian kematian ibu di Indonesia berasal dari enam provinsi tersebut, sehingga dengan menurunkan AKI di enam provinsi tersebut diharapkan akan dapat menurunkan AKI di Indonesia secara signifikan. Provinsi Jawa Tengah termasuk dalam 6 besar daerah dengan AKI dan AKB tertinggi di Indonesia. Jumlah kematian ibu di Jawa Tengah dalam kurun waktu lima tahun terakhir terus mengalami peningkatan, tercatat pada 2010 sebanyak 611 kasus, pada 2011 meningkat menjadi 668 kasus, pada 2012 naik menjadi 675 kasus, pada 2013 sebanyak 668 dan pada 2014 tercatat sebanyak 711 kasus sedangkan pada tahun 2015 menurun menjadi 619 kasus dengan AKI 111,16 sehingga nilai ini belum memenuhi target dari MDG's. Jumlah kematian bayi tertinggi Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2015 terdapat pada Kabupaten Grobogan dengan jumlah kematian bayi sebesar 384 bayi dan jumlah kematian ibu tertinggi di Provinsi Jawa Tengah terdapat pada Kabupaten Brebes yaitu sebanyak 52 kematian ibu.

Penelitian mengenai kematian bayi telah beberapa kali dilakukan, Sofro (2009) menerapkan *Generalized Poisson Regression* (GPR) untuk data yang mengalami overdispersi. Selain itu penelitian tentang jumlah kematian bayi juga dilakukan oleh Listiani (2010) untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2007 dengan menggunakan GPR. Berdasarkan penelitian tersebut didapatkan hasil bahwa faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur yaitu rata-rata pengeluaran rumah tangga (dalam rupiah) per bulan. Selain itu, penelitian tentang kematian ibu dan kematian bayi juga dilakukan oleh Arkandhi (2015) dengan menggunakan pendekatan regresi poisson bivariat. Wardani (2016) dalam pendugaan parameter dan pengujian hipotesis *Bivariate Generalized Poisson Regression* (BGPR), dengan studi kasus faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kematian bayi dan ibu di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013. Vernic (1997) membahas *Bivariate Generalized Poisson Distribution* dan membandingkan dengan dua kombinasi distribusi poisson lain. Selanjutnya

Famoye, Wulu dan Singh (2004) membahas GPR. Pada pengujian parameter dispersi dan kebaikan model GPR memberikan hasil yang lebih baik apabila dibandingkan dengan metode regresi lainnya. Ismail dan Jemain (2005) membahas GPR yang terjadi pelanggaran asumsi rata-rata dan ragam yang sama. Pelanggaran asumsi tersebut yaitu ragam lebih besar daripada rata-rata disebut overdispersi. Hasil dari kebaikan model menunjukkan bahwa GPR lebih baik daripada regresi *Poisson*. Menurut Zamani, Faroughi dan Ismail (2013) BGPR bisa digunakan tidak hanya pada data *count* bivariat dengan korelasi positif, nol atau negatif tetapi juga data count bivariat yang under/over dispersi dengan hubungan antara ragam dan rata-rata yang fleksibel.

Menurut Famoye, Wulu dan Singh (2004), data yang memiliki kasus over atau under dispersi tidak sesuai apabila dimodelkan menggunakan regresi *Poisson.* Untuk itu pada kasus over maupun under dispersi dapat dilakukan analisis menggunakan model GPR, *Negative Binomial Regression*, *Zero-Inflated Poisson Regression* dan *Zero-Inflated Negative Binomial Regression.* Pada model *Zero-Inflated Poisson Regression* dan *Zero-Inflated Negative Binomial Regression* digunakan pada data yang terjadi over maupun under dispersi dengan banyak nilai nol pada variabel respon. Kematian ibu dan kematian bayi merupakan dua hal yang saling terkait erat karena status gizi dan kesehatan ibu erat kaitannya dengan kesehatan bayi di dalam kandungan. Variabel respon yang digunakan dalam penelitian ini yaitu jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah pada Tahun 2015. Pada penelitian ini model yang digunakan adalah *Bivariate Generalized Poisson Regression* karena data tersebut tidak banyak mengandung nilai nol yang berlebih dan diduga terjadi over/under dispersi, variabel respon yang digunakan merupakan peristiwa yang mengikuti distribusi poisson karena jarang terjadi serta merupakan sepasang *count* data yang memiliki korelasi. Hasil dari penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi kepada pemerintah mengenai kematian ibu dan bayi untuk mempermudah melakukan perencanaan program preventif di Provinsi Jawa Tengah sebagai upaya penurunan jumlah kematian ibu dan bayi berdasarkan faktor-faktor yang berpengaruh di Provinsi Jawa Tengah.

1.2 Rumusan Masalah

Jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi merupakan salah satu indikator yang paling menonjol untuk menilai derajat kesehatan masyarakat serta menjadi tolak ukur kesejahteraan bangsa, namun hingga saat ini jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi yang ada di Indonesia masih cukup tinggi. Tingginya angka kematian ibu dan angka kematian bayi di Indonesia salah satunya disebabkan provinsi Jawa Tengah. Kematian ibu dan kematian bayi merupakan respon bivariat yang jumlah kejadiannya relatif kecil. Diduga terdapat beberapa faktor yang mempengaruhi angka kematian ibu dan kematian bayi. Metode yang dapat digunakan untuk mendeteksi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian Ibu dan Jumlah kematian bayi adalah *Bivariate Generalized Poisson Regression*.

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan, tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini, sebagai berikut.

1. Mengetahui deskripsi dari jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi serta faktor-faktor yang mempengaruhi disetiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2015.
2. Mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah tahun 2015 dengan *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

1.4 Manfaat Penelitian

Hasil penelitian ini diharapkan dapat bermanfaat untuk pengembangan metode *Bivariate Generalized Poisson Regression* serta implementasi dalam bidang kesehatan. Selain itu hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi kepada pemerintah mengenai kematian ibu dan bayi untuk mempermudah melakukan perencanaan program preventif di wilayah Provinsi Jawa Tengah sebagai upaya penurunan jumlah kematian ibu dan bayi di Provinsi Jawa Tengah berdasarkan faktor-faktor yang berpengaruh di Provinsi Jawa Tengah.

1.5 Batasan Penelitian

Ruang lingkup pada penelitian ini dibatasi pada kasus jumlah kematian ibu dan bayi di Provinsi Jawa Tengah tahun 2015 yang merupakan Data Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah dengan model *Bivariate Generalized Poisson Regression*, selanjutnya untuk penaksiran parameter model dilakukan dengan metode *Maksimum Likelihood Estimation* (MLE).

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II
TINJAUAN PUSTAKA

Pada penelitian ini menggunakan metode *Bivariate Generalized Poisson Regression* yang merupakan suatu model yang sesuai diterapkan pada sepasang data *count* yang saling berkorelasi serta terjadi pelanggaran asumsi rata-rata sampel sama dengan ragam sampel pada distribusi *Poisson* dengan kata lain jika terjadi *over/under* dispersi. Analisis yang dilakukan adalah deskripsi data, pemeriksaan korelasi dan identifikasi multikolinieritas untuk dapat dilanjutkan pada analisis selanjutnya dengan menggunakan model *Bivariate Generalized Poisson Regression* terbaik yang dipilih berdasarkan nilai AIC.

2.1 Statistika Deskriptif

Analisis statistika deskriptif adalah metode statistika yang berfungsi untuk memberikan gambaran umum tentang penyajian data sampel atau populasi. Analisis statistika deskriptif dapat diartikan sebagai metode yang berkaitan dengan mengumpulkan, meringkas dan menyajikan data dalam bentuk grafik maupun tabel sehingga memberikan informasi yang berguna. Data dapat dideskripsikan menjadi grafik atau tabel, sedangkan ukuran pemusatan data dan ukuran penyebaran data dideskripsikan secara numerik. Ukuran pemusatan data meliputi rata-rata, nilai tengah dan modus, sedangkan ukuran penyebaran data meliputi rentang dan standar deviasi (Walpole, 1995).

a. *Mean*

Mean adalah nilai rata-rata dari beberapa data, dimana jumlah seluruh data dibagi dengan banyaknya data. Dengan kata lain apabila diketahui *n* data maka *mean* data tersebut dapat tuliskan sebagai berikut.

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \qquad (2.1)$$

b. Minimum dan Maksimum

Nilai maksimum adalah nilai yang paling tinggi dari data yang telah diurutkan. Sedangkan nilai minimum adalah nilai yang paling rendah dari data yang telah diurutkan.

c. Peta Tematik

Peta tematik adalah gambaran dari sebagian permukaan bumi yang dilengkapi dengan informasi tertentu, baik di atas maupun di bawah permukaan bumi yang mengandung tema tertentu. Peta tematik ini biasanya mencerminkan hal-hal yang khusus. Selain itu peta tematik merupakan peta yang memberikan suatu informasi mengenai tema tertentu, baik data kualitatif maupun data kuantitatif. Peta tematik sangat erat kaitannya dengan SIG (Sistem Informasi Geografis) karena pada umumnya *output* dari proyek SIG adalah berupa peta tematik (Barus & Wiradisastra, 2000).

Metode yang digunakan untuk mengelompokkan data salah satunya yaitu *natural breaks*. Metode ini bergantung pada kelompok data dalam klasifikasinya yang menggunakan perhitungan algoritma optimasi *jenk's*. pada algoritma ini, data value akan dibagi kedalam beberapa kelas, kemudian akan dicari nilai minimal, maksimal, rataan dan standart deviasinya, setelah itu dihitung nilai TSSD (*Total Sum of Standard Deviation*). TSSD yang didapat kemudian dibandingkan antar kelasnya melalui perluasan atau penyempitan rentang (interval) pada tiap kelasnya hingga didapat TSSD yang optimal. TSSD yang optimal adalah TSSD yang bernilai kecil dan berguna untuk meminimalisir perbedaan antara data pada kelas yang sama dan TSSD yang bernilai besar berguna untuk memaksimalkan perbedaan antar kelasnya (Chang, 2002).

2.2 Distribusi *Poisson*

Percobaan yang menghasilkan nilai-nilai bagi suatu peubah acak Y yaitu banyaknya hasil percobaan yang terjadi selama selang waktu tertentu di daerah tertentu biasa disebut percobaan *Poisson* (Walpole, 1995). Karakteristik dari percobaan yang mengikuti distribusi *Poisson* memiliki ciri-ciri sebagai berikut.

1. Banyaknya hasil percobaan yang terjadi dalam suatu selang waktu atau suatu daerah tertentu, tidak tergantung pada banyaknya hasil percobaan yang terjadi pada selang waktu atau daerah lain yang terpisah.
2. Peluang terjadinya satu hasil percobaan selama suatu selang waktu yang singkat sekali atau dalam suatu daerah yang kecil. Sebanding dengan panjang selang waktu tersebut atau besarnya daerah tersebut dan tidak bergantung pada banyak hasil percobaan yang terjadi diluar selang waktu dan daerah tertentu.
3. Peluang bahwa lebih dari satu hasil percobaan akan terjadi dalam selang waktu yang singkat tersebut atau dalam daerah yang kecil tersebut dapat diabaikan.

2.2.1 Distribusi Univariat *Poisson*

Probabilitas dari y yang menyatakan banyaknya hasil percobaan yang terjadi selama suatu selang waktu atau daerah tertentu yang berdistribusi *Poisson* dapat diketahui dengan formulasi sebagai berikut.

$$f(y)=\begin{cases} \dfrac{e^{-\mu}\mu^{y}}{y!} & , y=0,1,2,\ldots \\ 0 & , y \text{ yang lain} \end{cases} \tag{2.2}$$

dimana μ adalah rata-rata suatu kejadian yang berniai lebih besar dari nol. Parameter μ sangat bergantung pada unit tertentu atau periode waktu tertentu, jarak dan lain sebagainya. Distribusi poisson merupakan distribusi yang paling sederhana untuk data *count*. Menurut Agresti (2002) komponen random dari distribusi poisson termasuk kedalam keluarga eksponensial yang fungsi peluang densitasnya dinyatakan sebagai berikut :

$$f(y_i,\mu)=a(\mu)b(y_i)\exp\left(y_i\ Q(\mu)\right)$$

Bentuk umum dari $\mu = X\beta$ dimana X merupakan matriks dengan elemen yang terdiri dari variabel prediktor sedangkan β merupakan bentuk vektor dari parameter-parameter model.

2.2.2 Distribusi Bivariat *Poisson*

Misalkan N_1, N_2, N_3 adalah variable acak saling bebas yang masing-masing berdistribusi *poisson* dan μ_0, μ_1, μ_2 adalah parameter. Diberikan variable acak Y_1 dan Y_2 adalah,

$$Y_1 = N_1 + N_3$$
$$Y_2 = N_2 + N_3$$

Menurut Karlis dan Ntzoufras (2005) variabel acak Y_1 dan Y_2 memiliki distribusi bivariat *Poisson* dan fungsi probabilitas bersama sesuai persamaan (2.4) :

$$f\left(y_1, y_2\right) = \begin{cases} e^{-(\mu_1+\mu_2+\mu_0)} \displaystyle\sum_{k=0}^{\min(y_1,y_2)} \frac{\mu_1^{y_1-k}\mu_2^{y_2-k}\mu_0^{k}}{(y_1-k)!(y_2-k)!k!}, & y_1, y_2 = 0,1,2,\ldots \\ 0 & , \ y_1, y_2 \text{ yang lain} \end{cases} \quad (2.3)$$

Sedangkan nilai harapan dan ragam dari variabel acak Y_1 dan Y_2 adalah $E(Y_1) = \mu_1 + \mu_0$ dan $E(Y_2) = \mu_2 + \mu_0$ dengan $Var(Y_1) = E(Y_1)$ dan $Var(Y_2) = E(Y_2)$ atau dapat dituliskan $Var(Y_1) = \mu_1 + \mu_0$ dan $Var(Y_2) = \mu_2 + \mu_0$.

Menurut Kawamura (1973) koefisien korelasi untuk Y_1 dan Y_2 sesuai persamaan (2.3) adalah sebagai berikut,

$$\rho_{Y_1,Y_2} = \frac{\operatorname{cov}(Y_1, Y_2)}{\sqrt{Var(Y_1)Var(Y_2)}} = \frac{\mu_0}{\sqrt{(\mu_1 + \mu_0)(\mu_2 + \mu_0)}}$$

Apabila $\operatorname{cov}(Y_1, Y_2) = E(Y_1, Y_2) - E(Y_1)E(Y_2) = \mu_0$, μ_0 adalah suatu nilai yang menggambarkan hubungan antara dua variable acak Y_1 dan Y_2. Loukas dan Kemp's (1986) dalam Best (1999) melakukan pengujian distribusi bivariat poisson dengan menggunakan pendekatan *index of dispersion test* (I_B). Hipotesis yang digunakan adalah,

H_0 : Variabel respon mengikuti distribusi bivariat poisson

H_1 : Variabel respon tidak mengikuti distribusi bivariat poisson

Statistik uji yang digunakan adalah,

$$I_B = \frac{n\left(\overline{Y}_2 S_{Y_1}^2 - 2m_{11}^2 + \overline{Y}_1 S_{Y_2}^2\right)}{\left(\overline{Y}_1 \overline{Y}_2 - m_{11}^2\right)}$$

dengan,

n = Jumlah data pada variabel respon (Y1 dan Y2)

$\overline{Y}_1$ = Nilai rata-rata variabel respon (Y1)

$\overline{Y}_2$ = Nilai rata-rata variabel respon (Y2)

$$S_{Y_1}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_{1i} - \overline{Y}_1\right)}{n} \text{ dan } S_{Y_2}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_{2i} - \overline{Y}_2\right)}{n}$$

$$m_{11} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(Y_{1i} - \overline{Y}_1\right)\left(Y_{2i} - \overline{Y}_2\right)}{n}$$

Daerah penolakan H_0 adalah $\left|I_B\right| > \chi^2_{(\alpha;2n-3)}$ (Best, 1999).

2.3 Regresi *Poisson*

Regresi *Poisson* merupakan salah satu jenis analisis regresi yang digunakan untuk menganalisis variabel respon dengan tipe diskrit dan data jumlahan (Agresti, 2002). Distribusi *Poisson* digunakan untuk memodelkan kejadian yang relatif jarang terjadi selama periode waktu yang dipilih. Pada model regresi *Poisson*, fungsi yang digunakan adalah log yaitu ln (μ_i) = η_i, sehingga fungsi hubungan untuk model regresi *Poisson* jika $X_1, X_2, \ldots, X_K$ adalah variabel prediktor mempunyai persamaan seperti pada Persamaan (2.4) dan (2.5) berikut.

$$\ln\left(\mu_i\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \ldots + \beta_k X_{ki} \quad (2.4)$$

$$\mu_i = \exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}\right) \quad (2.5)$$

dengan,

$\mathbf{x_i} = \begin{bmatrix}1 & X_{1i} & X_{2i} & \ldots & X_{ki}\end{bmatrix}^T$ dan $\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix}\beta_0 & \beta_1 & \beta_2 & \ldots & \beta_k\end{bmatrix}^T$

dimana *i* merupakan unit observasi yaitu *i* = 1, 2, …, *n*.

2.4 *Generalized Poisson Regression*

Regresi *Poisson* mengasumsikan variabel respon menyebar *Poisson*, tidak ada multikolinieritas antar variabel prediktor dan memiliki ragam yang sama dengan rata-rata. Pada data overdispersi atau underdispersi regresi poisson tidak dapat digunakan karena pendugaan dalam regresi *poisson* menjadi tidak efisien. Oleh karena itu digunakan pendekatan model model yang lebih sesuai untuk mengatasi kondisi overdispersi atau underdispersi. Salah satu model yang sesuai untuk mengatasi overdispersi atau underdispersi adalah *Generalized Poisson Regression*.

Menurut Ismail dan Jemain (2005), distribusi *Generalized Poisson* mempunyai fungsi probabilitas :

$$f(y_i,\mu_i,\alpha)=\left(\frac{\mu_i}{1+\alpha\mu_i}\right)^{y_i}\frac{(1+\alpha y_i)^{y_i-1}}{y_i\,!}\exp\left(\frac{-\mu_i(1+\alpha y_i)}{1+\alpha\mu_i}\right) \qquad (2.6)$$

dengan $i=1,2,...$ dan $\mu_i=\mu_i(\mathbf{x_i})=\exp(\mathbf{x_i^T\beta})$

di mana,

x_i : vektor dari variabel prediktor

$\boldsymbol{\beta}$: vektor dari parameter regresi

rata-rata dan ragam dari Y adalah,

$E(Y_i)=\mu_i$ dan $\mathrm{var}(Y_i)=\mu_i(1+\alpha\mu_i)^2$

Model *Generalized Poisson Regression* merupakan suatu model yang sesuai diterapkan pada data *count* yang terjadi pelanggaran asumsi rata-rata sampel sama dengan ragam sampel pada distribusi *Poisson* dengan kata lain jika terjadi over/under dispersi. Model *Generalized Poisson Regression* mirip dengan model *Poisson Regression* merupakan suatu model GLM. Model *Generalized Poisson Regression* mengasumsikan bahwa komponen acak berdistribusi *Generalized Poisson*. Fungsi probabilitas sesuai dengan persamaan (2.6) dan mempunyai model *Generalized Poisson Regression* dengan bentuk yang sama dengan model *Poisson Regression* yaitu,

$$
\begin{aligned}
\ln(\mu_i) &= \mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_k x_{ki} \\
\mu_i &= \exp(\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \ldots + \beta_k x_{ki})
\end{aligned}
\tag{2.7}
$$

2.4.1 Deteksi Overdispersi atau Underdispersi pada Regresi Poisson

Apabila pada kasus overdispersi dilakukan penyelesaian dengan menggunakan metode regresi Poisson, maka akan diperoleh suatu kesimpulan yang tidak valid karena nilai *standart error* menjadi *underestimate*. Misalkan θ merupakan parameter dispersi, maka jika $\theta > 0$ artinya terjadi overdispersi pada regresi Poisson, jika $\theta < 0$ artinya terjadi underdispersidan jika $\theta = 0$ berarti tidak terjadi kasus over/underdispersi yang disebut dengan equidispersi (Famoye et al, 2004). Pengujian overdispersi atau underdispersi dilakukan dengan menggunakan uji Lagrange Multiplier dengan menggunakan hipotesis sebagai berikut (Cameron & Trivedi, 1998).

$H_0 : \theta = 0$

$H_1 : \theta \neq 0$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut.

$$
T_{LM} = \left(\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2} \hat{\mu}_i^{-2} g^2\left(\hat{\mu}_i\right) \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{2} \hat{\mu}_i^{-2} g^2\left(\hat{\mu}_i\right) \left\{ (y_i - \hat{\mu}_i)^2 - y_i \right\} \tag{2.8}
$$

dimana $\mathrm{g}\left(\hat{\mu}_i\right) = \hat{\mu}_i^2$

Tolak H_0 apabila nilai $|T_{LM}|$ lebih besar dari Z_α. Apabila nilai T_{LM} lebih besar dari Z_α maka terjadi kasus overdispersi sedangkan jika nilai T_{LM} lebih kecil dari Z_α maka terjadi kasus underdispersi.

2.5 Bivariate *Generalized Poisson Regression*

Menurut Karlis dan Ntzoufras (2005) dalam umami (2015), suatu metode yang digunakan untuk memodelkan sepasang data *count* yang memiliki korelasi dengan beberapa variabel prediktor adalah *Bivariate Poisson Regression*. Model *Bivariate Poisson Regression* dapat dituliskan :

$$(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim PB(\mu_{1i}, \mu_{2i}, \mu_0) \qquad (2.9)$$

dimana,

$\mu_{ji} + \mu_0 = e^{x_i^T \beta_J}$; $j = 1,2$

$\mathbf{x}_\mathrm{i} = \left[1 \ \mathrm{x}_{1\mathrm{i}} \ \mathrm{x}_{2\mathrm{i}} \ \ldots \ \mathrm{x}_{\mathrm{ki}}\right]^\mathrm{T}$

$\boldsymbol{\beta}_\mathrm{j} = \left[\beta_{\mathrm{j}0} \ \beta_{\mathrm{j}1} \ \beta_{\mathrm{j}2} \ \ldots \ \beta_{\mathrm{jk}}\right]^\mathrm{T}$

i =1,2,…,n merupakan banyak pengamatan.

Menurut Vernic (1997) misalkan N_1, N_2, N_3 adalah variabel acak saling bebas yang masing-masing berdistribusi *Generalized Poisson* dan $N_i \sim GPD(\mu_i, \alpha_i)$ $i = 1,2,3.$ $Y_1 = N_1 + N_3$ dan $Y_2 = N_2 + N_3$ maka fungsi probabilitas bersama dari Y_1 dan Y_2 adalah,

$$P(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2) = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} f_1(y_{1i} - k) f_2(y_{2i} - k) f_3(k) \qquad (2.10)$$

Consul dan Shoukri (1985) dalam Vernic (1997) menjelaskan bahwa $X_i \sim GDP(\mu, \alpha)$ maka fungsi probabilitas sesuai persamaan (2.6). Fungsi probabilitas bersama dari *Bivariate Generalized Poisson Distribution* adalah,

$$f(y_{1i}, y_{2i}) = \mu_{1i}\mu_{2i}\mu_0 \exp\{-(\mu_{1i} + \mu_{2i} + \mu_0) - y_{1i}\alpha_1 - y_{2i}\alpha_2\}$$
$$\sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{1}{(y_{1i} - k)!(y_{2i} - k)!k!} \left((\mu_{1i} + (y_{1i} - k)\alpha_1)^{y_1 - k - 1}\right)\left((\mu_{2i} + (y_{2i} - k)\alpha_2)^{y_2 - k - 1}\right)$$
$$\left((\mu_0 + k\alpha_0)^{k-1}\right)\exp\{k(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0)\} \qquad (2.11)$$

Jika $(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim GPB(\mu_{1i}, \mu_{2i}, \alpha_1, \alpha_2)$ maka model dari *Bivariate Generalized Poisson Regression* adalah

$$\ln(\mu_{ji}) = \mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{j} = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{1i} + \beta_{j2}x_{2i} + \ldots + \beta_{jk}x_{ki}$$

$$\mu_{ji} = \exp(\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{j}) = \exp(\beta_{j0} + \beta_{j1}x_{1i} + \beta_{j2}x_{2i} + \ldots + \beta_{jk}x_{ki}) \qquad (2.12)$$

dimana

$\mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} 1 & x_{1i} & x_{2i} & \ldots & x_{ki} \end{bmatrix}^T$ dan $\boldsymbol{\beta}_j = \begin{bmatrix} \beta_{j0} & \beta_{j1} & \beta_{j2} & \ldots & \beta_{jk} \end{bmatrix}^T$

$j = 1, 2$; $i = 1, 2, \ldots, n$ merupakan banyak pengamatan

2.5.1 Korelasi

Bivariate Poisson Regression merupakan suatu metode yang digunakan untuk memodelkan sepasang data *count* yang memiliki korelasi dengan beberapa variabel prediktor. Korelasi merupakan suatu indikator yang digunakan dalam hubungan linier antara dua variabel (Draper & Smith,1992). Koefisien dari korelasi didefinisikan sebagai berikut,

$$r_{(y_1,y_2)} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_{1i}-\bar{y}_1)(y_{2i}-\bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(y_{1i}-\bar{y}_1)^2 \sum_{i=1}^{n}(y_{2i}-\bar{y}_2)^2}} \tag{2.13}$$

Menurut McClave, Benson dan Sincich (2010) pengujian korelasi untuk variabel respon dilakukan dengan dasar hipotesis :

$H_0 : \rho^* = 0;$ Tidak terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

$H_1 : \rho^* \neq 0;$ Terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

Statistik uji yang digunakan pada pengujian ini adalah

$$t = \frac{r_{(y_1,y_2)}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-(r_{(y_1,y_2)})^2}} \tag{2.14}$$

Kriteria keputusan adalah tolak H_0 apabila $\left|t_{hitung}\right| > t_{(\alpha/2,n-2)}$.

2.5.2 Pendugaan Parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Metode pendugaan parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression* (BGPR) adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan fungsi probabilitas sebagai berikut.

$$f(y_{11},y_{21})=\mu_0\mu_{1i}\mu_{2i}\exp\left\{-\left(\mu_0+\mu_{1i}+\mu_{2i}\right)-y_{1i}\alpha_1-y_{2i}\alpha_2\right\}$$
$$\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\frac{\left(\mu_{1i}+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i}-k\right)!}$$
$$\frac{\left(\mu_{2i}+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\times\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}\qquad(2.15)$$
$$\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)$$

Kemudian dibentuk fungsi *likelihood* dari *Bivariate Generalized Poisson* yaitu,

$$L(\mu_{0,}\mu_{1i,}\mu_{2i,}\alpha_{1,}\alpha_{2,}\alpha_0)=\prod_{i=1}^{n}\mu_0\mu_{1i}\mu_{2i}\exp\left\{-\left(\mu_0+\mu_{1i}+\mu_{2i}\right)-\right.$$
$$\left.y_{1i}\alpha_1-y_{2i}\alpha_2\right\}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\frac{\left(\mu_{1i}+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i}-k\right)!}$$
$$\frac{\left(\mu_{2i}+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\times\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$
$$\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)$$

Setelah itu dibentuk fungsi ln *likelihood* dari *Bivariate Generalized Poisson* yaitu.

$$Q=\ln L(\mu_{0,}\mu_{1i,}\mu_{2i,}\alpha_{1,}\alpha_{2,}\alpha_0)$$
$$=\ln\prod_{i=1}^{n}\mu_0\mu_{1i}\mu_{2i}\exp\left\{-\left(\mu_0+\mu_{1i}+\mu_{2i}\right)-y_{1i}\alpha_1-y_{2i}\alpha_2\right\}$$
$$\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\frac{\left(\mu_{1i}+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i}-k\right)!}\frac{\left(\mu_{2i}+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}$$
$$\times\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)$$

Ditransformasikan kedalam $\mu_{ji}+\mu_0=e^{\mathbf{x_i^T\beta_j}}$ sehingga didapatkan fungsi ln *likelihood* yaitu

$$Q = \ln(\mu_{0,}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{1},}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{2},}\alpha_{1,}\alpha_2)$$
$$= \ln\prod_{i=1}^{n}\mu_0\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}} - \mu_0\right)\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{2}} - \mu_0\right)\exp\left(-a+b\right)W_i \qquad (2.16)$$

Dimana,

$$a = \left(\mu_0 + \left(\exp\left(\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}\right) - \mu_0\right)\right)$$

$$b = \left(\exp\left(\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}\right) - \mu_0\right) - y_{1i}\alpha_1 - y_{2i}\alpha_2$$

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} W_{1i}W_{2i}$$

$$W_{1i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!}\exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right) \text{ dan}$$

$$W_{2i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!}\frac{\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

Sehingga didapatkan fungsi ln *likelihood* dan *Bivariate Generalized Poisson* :

$$Q = \ln(\mu_{0,}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{1},}\boldsymbol{\beta}_{\mathbf{2},}\alpha_{1,}\alpha_2)$$
$$= \sum_{i=1}^{n}\ln\mu_0 + \sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}} - \mu_0\right) + \sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{2}} - \mu_0\right) - n\mu_0 +$$
$$\sum_{i=1}^{n}\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{1}} - \mu_0\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\mathbf{x}_\mathbf{i}^\mathbf{T}\boldsymbol{\beta}_\mathbf{2}} - \mu_0\right) - \sum_{i=1}^{n}y_{1i}\alpha_1 - \sum_{i=1}^{n}y_{2i}\alpha_2 + \sum_{i=1}^{n}\ln W_i$$

Turunan pertama dari logaritma fungsi ln *likelihood* terhadap μ_0,

$$\frac{\partial Q}{\partial\mu_0} = -\frac{n}{\mu_0} - n - 2 + \sum_{i=1}^{n}\frac{1}{W_i}\frac{\partial W_i}{\partial\mu_0} \qquad (2.17)$$

W_i diturunkan terhadap μ_0 dimana,

$$\frac{\partial W_i}{\partial\mu_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left\{\frac{\partial W_{1i}}{\partial\mu_0}W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial\mu_0}W_{1i}\right\}$$

Kemudian W_{1i} terhadap μ_0,

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \mu_0} = \frac{-\left(y_{1i}-k-1\right)\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\beta}_1}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-2}}{\left(y_{1i}-k\right)!} \qquad (2.18)$$

$$\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)$$

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \mu_0} = \frac{-\left(\left(e^{x_i^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\beta}_1}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-2}}{\left(y_{1i}-k\right)\left(y_{1i}-k-2\right)!}\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)$$

Kemudian W_{2i} diturunkan terhadap μ_0 ,

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \mu_0} = u'v + uv' \quad \text{dengan,}$$

$$u = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!},$$

$$u' = \frac{-\left(y_{2i}-k-1\right)\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-2}}{\left(y_{2i}-k\right)!}$$

$$v = \frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!} \quad \text{dan} \quad v' = \frac{\left(k-1\right)\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \mu_0} = \left[\frac{-\left(y_{2i}-k-1\right)\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}\right]$$

$$\left[\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\frac{\left(k-1\right)\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-2}}{k!}\right]$$

$$=\left[\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}\right]$$

$$\left[\frac{-\left(y_{2i}-k-1\right)}{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)}+\frac{\left(k-1\right)}{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)}\right] \tag{2.19}$$

Persamaan (2.18) dan persamaan (2.19) disubstitusikan kedalam persamaan (2.17):

$$\frac{\partial W_i}{\partial\mu_0}=\frac{-\left(y_{1i}-k-1\right)\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_1}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i}-k\right)!}\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)+$$

$$\left[\frac{-\left(y_{2i}-k-1\right)}{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)}+\frac{\left(k-1\right)}{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)}\right]\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

$$\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}$$

$$=\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_1}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i}-k\right)!}\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}$$

$$\frac{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}\left[\frac{-\left(y_{1i}-k-1\right)}{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_1}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}\left(\exp\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)+\right.$$

$$\left.\left(\frac{-\left(y_{2i}-k-1\right)}{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)}+\frac{\left(k-1\right)}{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)}\right)\right] \tag{2.20}$$

Turunan pertama dari Q terhadap μ_0 adalah

$$\frac{\partial Q}{\partial\mu_0}=-\frac{n}{\mu_0}-n-2+\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{W_i}\frac{\partial W_i}{\partial\mu_0}$$

$$=-\frac{n}{\mu_0}-n-2+\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left\{\frac{-\left(y_{1i}-k-1\right)}{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T\beta_1}}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)}+\right.$$

$$\left.\left(\frac{-\left(y_{2i}-k-1\right)}{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T\beta_2}}-\mu_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\alpha_2\right)}+\frac{k-1}{\left(\mu_0+k\alpha_0\right)}\right)\right\} \qquad (2.21)$$

Turunan pertama dari logaritma fungsi ln *likelihood* persamaan (2.16) terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$,

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}=\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{e^{\mathbf{x_i^T\beta_1}}}\left(\exp\left(\mathbf{x_i^T\beta_1}\right)\mathbf{x_i}\right)+\sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\mathbf{x_i^T\beta_1}\right)\mathbf{x_i}\right)+\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{W_i}\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}$$

W_i diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$ dimana,

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}=\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left\{\frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}W_{2i}+\frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}W_{1i}\right\} \qquad (2.22)$$

Kemudian W_{1i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$,

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}=\sum_{i=1}^{n}\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T\beta_1}}-\mu_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-2}\left(e^{\mathbf{x_i^T\beta_1}}\right)\mathbf{x_i}}{\left(y_{1i}-k\right)\left(y_{1i}-k-2\right)!} \qquad (2.23)$$

$$\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)$$

Kemudian W_{2i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$,

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}=0$$

Sehingga $\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}=\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i}}\frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}W_{2i}$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \sum_{i=1}^{n} \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-2} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1}\right)\mathbf{x}_i \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)}{\left(y_{1i} - k\right)\left(y_{1i} - k - 2\right)!} \times$$

$$\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1} \left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)k!} \qquad (2.24)$$

Maka didapatkan turunan pertama dari Q terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1}}\left(\exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1\right)\mathbf{x}_i\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1\right)\mathbf{x}_i\right) +$$

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1}}\left(\exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1\right)\mathbf{x}_i\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1\right)\mathbf{x}_i\right) +$$

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(y_{1i} - k - 1\right)\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}$$

$$\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1}\right)\mathbf{x}_i \qquad (2.25)$$

Turunan pertama dari logaritma fungsi ln *likelihood* terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2}}\left(\exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2\right)\mathbf{x}_i\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2\right)\mathbf{x}_i\right) +$$

$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_2}$$

W_i diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$ Dimana,

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left\{ \frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} W_{1i} \right\} \qquad (2.26)$$

Kemudian W_{1i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} = 0$$

Kemudian W_{2i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta_2}$

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{1i}-k-2} \left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}}\right)\mathbf{x_i}\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)}{\left(y_{2i} - k\right)\left(y_{2i} - k - 2\right)!k!}$$

(2.27)

Sehingga $\dfrac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} = \displaystyle\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} W_{1i}$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{1i}-k-2} \left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}}\right)\mathbf{x_i}\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)}{\left(y_{2i} - k\right)\left(y_{2i} - k - 2\right)!k!} \times$$

$$\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!}$$

(2.28)

Maka didapatkan turunan pertama dari Q terhadap $\boldsymbol{\beta_2}$

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}}}\left(\exp\left(\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}\right)\mathbf{x_i}\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}\right)\mathbf{x_i}\right) +$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \frac{1}{W_i}\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta_2}}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta_2}} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}}}\left(\exp\left(\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}\right)\mathbf{x_i}\right) + \left(\exp\left(\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}\right)\mathbf{x_i}\right) +$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \left(y_{2i} - k - 1\right)\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}\left(e^{\mathbf{x_i^T}\boldsymbol{\beta_2}}\right)\mathbf{x_i}$$

(2.29)

Turunan pertama dari logaritma fungsi ln *likelihood* terhadap α_1,

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_1} = -\sum_{i=1}^{n} y_{1i} + \sum_{i=1}^{n}\frac{1}{W_i}\frac{\partial W_i}{\partial \alpha_1}$$

W_i diturunkan terhadap α_1 Dimana

$$\frac{\partial W_i}{\partial \alpha_1} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i}} \left\{ \frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_2} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_1} W_{1i} \right\}$$

Kemudian W_{1i} diturunkan terhadap α_1,

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_1} = u'v + uv' \tag{2.30}$$

Dimana,

$$u = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!}$$

$$u' = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-2}}{\left(y_{1i} - k - 2\right)!}$$

$$v = \exp k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right) \qquad v' = \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)$$

Sehingga didapatkan $\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_1}$ adalah

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_1} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-2}}{\left(y_{1i} - k - 2\right)!} \exp k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right) +$$

$$\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)$$

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_1} = \left\{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)\right\}$$

$$\left[\frac{1}{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k}} + \frac{1}{\left(y_{1i} - k\right)!}\right]$$

Kemudian W_{2i} diturunkan terhadap α_1,

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_1} = 0$$

Sehingga $\dfrac{\partial W_i}{\partial \alpha_1} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \dfrac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_1} W_{2i}$

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_1} = \left\{ \left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0 \right) + \left(y_{1i} - k \right) \alpha_1 \right)^{y_{1i}-k-1} \exp\left(k \left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0 \right) \right) \right\}$$

$$\left[\frac{1}{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_1}} - \mu_0 \right) + \left(y_{1i} - k \right) \alpha_1 \right)^{y_{1i}-k}} + \frac{1}{\left(y_{1i} - k \right)!} \right]$$

$$\times \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i^T \beta_2}} - \mu_0 \right) + \left(y_{2i} - k \right) \alpha_2 \right)^{y_{2i}-k-1} \left(\mu_0 + k\alpha_0 \right)^{k-1}}{\left(y_{2i} - k \right) k!} \tag{2.31}$$

Maka didapatkan turunan pertama dari Q terhadap α_1

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_1} = -\sum_{i=1}^{n} y_{1i} + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \alpha_1}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_1} = -\sum_{i=1}^{n} y_{1i} + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} \left(\left(y_{1i} - k - 1 \right) \left(y_{1i} - k \right) \right.$$

$$\left. \left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0 \right) + \left(y_{1i} - k \right) \alpha_1 \right)^{y_{1i}-k-1} + 1 \right) \tag{2.32}$$

Turunan pertama dari logaritma fungsi ln *likelihood* terhadap α_2

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_2} = -\sum_{i=1}^{n} y_{1i} + \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \alpha_2}$$

W_i diturunkan terhadap α_2 dimana

$$\frac{\partial W_i}{\partial \alpha_2} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i}} \left\{ \frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_2} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_2} W_{1i} \right\} \tag{2.33}$$

Kemudian W_{1i} diturunkan terhadap α_2

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_2} = 0$$

Kemudian W_{2i} diturunkan terhadap α_1

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_2} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-2} \left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{\left(y_{2i} - k - 2\right)!k!} \tag{2.34}$$

Sehingga $\frac{\partial W_i}{\partial \alpha_2} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i}} \frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_2} W_{1i}$

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_2} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-2} \left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{\left(y_{2i} - k - 2\right)!k!} \times \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \tag{2.35}$$

Maka didapatkan turunan pertama dari Q terhadap α_2,

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_2} = -\sum_{i=1}^{n} y_{2i} + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \alpha_2}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_2} = -\sum_{i=1}^{n} y_{2i} + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(y_{2i} - k\right)\left(y_{2i} - k - 1\right) \left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1} \tag{2.36}$$

Turunan pertama dari logaritma fungsi ln *likelihood* terhadap α_0,

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_0} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \alpha_0}$$

W_i diturunkan terhadap α_0 Dimana

$$\frac{\partial W_i}{\partial \alpha_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i}} \left\{ \frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_0} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_0} W_{1i} \right\} \tag{2.37}$$

Kemudian W_{1i} diturunkan terhadap α_0

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_0} = -\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_0\right)\right)$$

Kemudian W_{2i} diturunkan terhadap α_0

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_0} = -\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-2} \left(k-1\right)k\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-2}}{\left(y_{2i} - k - 2\right)!k!} \tag{2.38}$$

Sehingga $\frac{\partial W_i}{\partial \alpha_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i}} \left(\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_0} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \alpha_0} W_{1i} \right)$

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \alpha_0} = -\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_0\right)\right)}{\left(y_{1i} - k\right)!} \times$$

$$\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k}}{\left(y_{2i} - k\right)!k!} \left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1} +$$

$$\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!} \frac{\left(k-1\right)\left(k\right)\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-2}}{k!}$$

$$\times \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_0\right)\right)$$

Maka didapatkan turunan pertama dari Q terhadap α_0 ,

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_0} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \alpha_0}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(-1 + \frac{k\left(k-1\right)}{\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)} \right) \tag{2.39}$$

Pada turunan pertama diperoleh persamaan yang eksplisit maka diselesaikan menggunakan iterasi *Newton Rahpson* dengan menggunakan persamaan (2.49):

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)\mathbf{g}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right) \tag{2.40}$$

Dimana,

$$\boldsymbol{\theta} = \left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_1^T, \boldsymbol{\beta}_2^T, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right)^T \tag{2.41}$$

$$\mathbf{g}^T\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)_{(k+1)} =$$

$$\left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_0}\right)_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_{(m)}} \tag{2.42}$$

$$\mathbf{H}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)_{(k+1)(k+1)} =$$

$$\begin{bmatrix}
\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \boldsymbol{\beta}_1^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \alpha_0} \\
 & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1^T \partial \boldsymbol{\beta}_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1^T \partial \boldsymbol{\beta}_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1^T \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1^T \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1^T \partial \alpha_0} \\
 & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2^T \partial \boldsymbol{\beta}_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2^T \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2^T \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2^T \partial \alpha_0} \\
 & & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \alpha_0} \\
 & & & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2 \partial \alpha_0} \\
 & \text{simetris} & & & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_0^2}
\end{bmatrix} \tag{2.43}$$

Matriks Hessian merupakan matriks yang berisi turunan kedua dari fungsi ln $L(Q)$ terhadap parameter $\left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_1^T, \boldsymbol{\beta}_2^T, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right)^T$. Adapun langkah-langkah pendugaan parameter dengan iterasi *Newton-Raphson* adalah,

1. Menentukan nilai penduga awal parameter $L(\hat{\omega})$ dengan $\boldsymbol{\theta} = \left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_1^T, \boldsymbol{\beta}_2^T, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right)^T$, iterasi pada saat m=0. Nilai penduga awal $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{j(0)}$ diperoleh dengan metode OLS yaitu
$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{j(0)} = \left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{Y}_j\right); j = 1, 2$
2. Membentuk vektor gradien $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta})$ dengan mensubstitusikan persamaan (2.21), (2.25), (2.29), (2.32), (2.36) dan (2.39) kedalam persamaan (2.42).
3. Membentuk matriks Hessian dengan mensubstitusikan persamaan yang dihasilkan dari turunan kedua ke dalam persamaan (2.43).
4. Memasukkan nilai ke dalam $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ elemen – elemen vektor **g** dan matriks **H** sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}\right)$ dan matriks $\mathbf{H}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}\right)$.
5. Mulai dari m=0 dilakukan iterasi pada persamaan $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m)} - \mathbf{H}^{-1}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)\mathbf{g}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)$. Nilai $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ merupakan kumpulan penduga parameter yang konvergen saat iterasi ke-m
6. Apabila belum mendapatkan penduga parameter yang konvergen, maka dilanjutkan ke langkah 5 hingga iterasi ke m = m+1. Iterasi akan berhenti jika nilai dari $\left\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right\| \leq \varepsilon$.

2.5.3 Pengujian Hipotesis Parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Bivariate Generalized Poisson Regression yaitu $L(\hat{\Omega})$ dan $L(\hat{\omega})$. $L(\hat{\Omega})$ adalah nilai *maximum likelihood* untuk model dengan melibatkan variabel predictor dan $L(\hat{\omega})$ adalah nilai *maximum likelihood* untuk model sederhana tanpa melibatkan variabel predictor. Metode yang digunakan dalam pengujian hipotesis adalah *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT).

a. Pengujian Serentak Parameter Model *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Pengujian serentak parameter pada model *Bivariate Generalized Poisson Regression* dilakukan untuk mengetahui signifikansi parameter **α** dan **β** secara bersama-sama dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_{j1} = \beta_{j2} = \ldots = \beta_{jl} = 0$; $j = 1,2$

H_1 : Paling sedikit ada satu α_j, $\beta_{jl} \neq 0$; $j = 1,2$ dengan $l = 1, 2,\ldots,k$

Himpunan parameter dibawah populasi $(\Omega) = \{\mu_0, \boldsymbol{\beta}_1^T, \boldsymbol{\beta}_2^T, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\}$ fungsi *likelihood* dibawah populasi $L(\Omega)$ sebagai berikut.

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^{n} \Big(\mu_0 \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0 \right) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0 \right) \exp\Big\{ -\Big(\mu_0 + \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0 \right) + \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0 \right) \Big) - y_{1i}\alpha_1 - y_{2i}\alpha_2 \Big\} \Big)$$

$$\sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0 \right) + (y_{1i} - k)\alpha_1 \right)^{y_{1i}-k-1}}{(y_{1i} - k)!} \times \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0 \right) + (y_{2i} - k)\alpha_i \right)^{y_{2i}-k-1}}{(y_{2i} - k)!}$$

$$\times \frac{(\mu_0 + k\alpha_0)^{k-1}}{k!} \exp\left(k(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0) \right)$$

$$\ln L(\Omega) = \sum_{i=1}^{n} \ln \mu_0 + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0 \right) + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0 \right) - n\mu_0 + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0 \right) + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0 \right) - \sum_{i=1}^{n} y_{1i}\alpha_1 - \sum_{i=1}^{n} y_{2i}\alpha_2 + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i$$

Dimana

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})} W_{1i}, W_{2i}$$

$$W_{1i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)$$

$$W_{2i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!} \frac{\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

Dengan nilai $\left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_1^T, \boldsymbol{\beta}_2^T, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right)^T$ merupakan nilai penduga parameter yang diperoleh dari persamaan (2.40). Himpunan parameter dibawah $\mathrm{H}_0(\omega) = \left\{\mu_0, \boldsymbol{\beta}_{1.0}, \boldsymbol{\beta}_{2.0}, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right\}$. Sedangkan fungsi Ln *likelihood* untuk model yang tidak melibatkan variabel prediktor dibentuk pada himpunan dibawah H_0 dan dimaksimalkan, sehingga diperoleh $L(\omega)$ fungsi *likelihood* dibawah H_0 sebagai berikut.

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^{n} \hat{\mu}_0 \left(e^{\boldsymbol{\beta}_{1.0}} - \hat{\mu}_0\right)\left(e^{\boldsymbol{\beta}_{2.0}} - \hat{\mu}_0\right)$$

$$\exp\left(-\left(\hat{\mu}_0 + \left(e^{\boldsymbol{\beta}_{1.0}} - \hat{\mu}_0\right) + \left(e^{\boldsymbol{\beta}_{2.0}} - \hat{\mu}_0\right)\right) - y_{1i}\alpha_1 - y_{2i}\alpha_2\right)$$

$$\frac{\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \hat{\mu}_0\right)\left(y_{1i} - k\right)\hat{\alpha}_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)} \times \frac{\left(\hat{\mu}_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!} \times$$

$$\frac{\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \hat{\mu}_0\right)\left(y_{2i} - k\right)\hat{\alpha}_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)} \times \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)$$

$$\ln L(\hat{\omega}) = \sum_{i=1}^{n} \ln \mu_0 + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right)$$
$$-n\mu_0 + \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) - \sum_{i=1}^{n} y_{1i}\alpha_1$$
$$-\sum_{i=1}^{n} y_{2i}\alpha_2 + \sum_{i=1}^{n} \ln W_{i.0}$$

Dimana,

$$W_{i.0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} W_{1i.0}, W_{2i.0}$$

$$W_{1i.0} = \frac{\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right) \text{ dan}$$

$$W_{2i.0} = \frac{\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!} \frac{\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

Setelah fungsi ln *likelihood* dibawah H_0 terbentuk maka langkah selanjutnya persamaan ln $L(\hat{\omega})$ diturunkan terhadap masing-masing parameter dibawah H_0 yaitu $\left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_{1.0}, \boldsymbol{\beta}_{2.0}, \alpha_1, \alpha_2\right)$ Sehingga diperoleh hasil sebagai berikut.

Turunan pertama fungsi ln $L(\hat{\omega})$ terhadap μ_0

$$\frac{\partial \ln L(\hat{\omega})}{\partial \mu_0} = \frac{-n}{\mu_0} - n - 2 + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left\{ \frac{-\left(y_{1i} - k - 1\right)}{\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)} + \right.$$
$$\left. \left(\frac{-\left(y_{2i} - k - 1\right)}{\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)} + \frac{\left(k - 1\right)}{\left(\mu_0 - k\alpha_0\right)} \right) \right\}$$

Turunan pertama fungsi ln $L(\hat{\omega})$ terhadap $\hat{\beta}_{1.0}$

$$\frac{\partial \ln L\left(\hat{\omega}\right)}{\partial \hat{\beta}_{1.0}} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}}}\left(\exp\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}\right)\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}\right)\right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(y_{1i} - k - 1\right)$$
$$\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i} - k - 1}\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}}\right) \tag{2.44}$$

Turunan pertama fungsi ln $L\left(\hat{\omega}\right)$ terhadap $\hat{\beta}_{2.0}$

$$\frac{\partial \ln L\left(\hat{\omega}\right)}{\partial \hat{\beta}_{2.0}} = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}}}\left(\exp\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}\right)\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(\exp\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}\right)\right) +$$
$$\sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(y_{2i} - k - 1\right)\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i} - k - 1}\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}}\right) \tag{2.45}$$

Turunan pertama fungsi ln $L\left(\hat{\omega}\right)$ terhadap $\hat{\alpha}_1$

$$\frac{\partial \ln L\left(\hat{\omega}\right)}{\partial \hat{\alpha}_1} = -\sum_{i=1}^{n} y_{1i} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(\left(y_{1i} - k - 1\right)\left(y_{1i} - k\right)\right.$$
$$\left.\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i} - k - 1} + 1\right) \tag{2.46}$$

Turunan pertama fungsi ln $L\left(\hat{\omega}\right)$ terhadap $\hat{\alpha}_2$

$$\frac{\partial \ln L\left(\hat{\omega}\right)}{\partial \hat{\alpha}_2} = -\sum_{i=1}^{n} y_{2i} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(\left(y_{2i} - k\right)\left(y_{2i} - k - 1\right)\right.$$
$$\left.\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i} - k - 1}\right) \tag{2.47}$$

Turunan pertama fungsi ln $L\left(\hat{\omega}\right)$ terhadap $\hat{\alpha}_0$

$$\frac{\partial \ln L\left(\hat{\omega}\right)}{\partial \hat{\alpha}_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(-1 + \frac{\left(k-1\right)\left(k\right)}{\left(\mu_0 + k\alpha_0\right)}\right) \tag{2.48}$$

Pada turunan pertama diperoleh persamaan yang eksplisit maka diselesaikan menggunakan iterasi *Newton Rahpson* dengan menggunakan persamaan (2.49):

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)\mathbf{g}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right). \qquad (2.49)$$

Dimana

$$\boldsymbol{\theta} = \left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_{1.0}, \boldsymbol{\beta}_{2.0}, \alpha_1, \alpha_2\right)^T$$

$$\mathbf{g}^T\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)_{(k+1)} =$$

$$\left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0}\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{1.0}}\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{2.0}}\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1}\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2}\ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_0}\right)_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_{(m)}}$$

$$\mathbf{H}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)_{(k+1)(k+1)} =$$

$$\begin{bmatrix}
\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \beta_{1.0}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \beta_{2.0}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \mu_0 \partial \alpha_0} \\
 & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{1.0}^{\ 2}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{1.0} \partial \beta_{2.0}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{1.0} \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{1.0} \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{1.0} \partial \alpha_0} \\
 & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{2.0}^{\ 2}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{2.0} \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{2.0} \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta_{2.0} \partial \alpha_0} \\
 & & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1^{\ 2}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \alpha_2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \alpha_0} \\
 & & & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2^{\ 2}} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2 \partial \alpha_0} \\
\text{simetris} & & & & & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_0^{\ 2}}
\end{bmatrix}$$

(2.50)

Matriks Hessian merupakan matriks yang berisi turunan kedua dari fungsi $\ln L\left(\hat{\omega}\right)$ terhadap parameter $\left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_{1.0}, \boldsymbol{\beta}_{2.0}, \alpha_1, \alpha_2\right)$. Adapun langkah-langkah pendugaan parameter dengan iterasi *Newton-Raphson* adalah,

1. Menentukan nilai penduga awal parameter
2. Membentuk vektor gradient $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta})$ dengan mensubstitusikan persamaan (2.42), (2.43), (2.44), (2.45), (2.46) dan (2.47) kedalam persamaan (2.49)
3. Membentuk matriks Hessian dengan mensubstitusikan persamaan yang dihasilkan dari turunan kedua kedalam persamaan (2.50)
4. Memasukkan nilai kedalam $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ elemen – elemen vektor $\mathbf{g}$ dan matriks $\mathbf{H}$ sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}\right)$ dan matriks $\mathbf{H}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}\right)$.
5. Mulai dari m=0 dilakukan iterasi pada persamaan $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m)} - \mathbf{H}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)\mathbf{g}\left(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right)$.

   Nilai $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}$ merupakan kumpulan penduga parameter yang konvergen saat iterasi ke-m.
6. Apabila belum mendapatkan penduga parameter yang konvergen, maka dilanjutkan ke langkah 5 hingga iterasi ke m = m + 1. Iterasi akan berhenti jika nilai dari $\left\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\right\| \le \varepsilon$.

Setelah mendapatkan penduga parameter $\left(\mu_0, \boldsymbol{\beta}_{1.0}, \boldsymbol{\beta}_{2.0}, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right)$ maka dapat dilakukan perhitungan untuk memperoleh statistik uji dengan persamaan sebagai berikut.

$$\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} < k$$

$$\ln\left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}\right) < \ln k$$

$$-2\ln\left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}\right) > -2\ln k$$

Sehingga didapatkan,

$$D\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right) \sim \chi_v^2$$

$$D\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right) \sim -2\ln\left(\frac{L(\hat{\omega})}{L\left(\hat{\Omega}\right)}\right) = -2\left(\ln\left(\hat{\Omega}\right)\right) - \ln L(\hat{\omega}) \sim \chi_v^2$$

Dimana

$$\begin{aligned}
\ln(\Omega) = {} & \sum_{i=1}^{n}\ln\mu_0 + \sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}_1} - \mu_0\right) + \sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}_2} - \mu_0\right) - \\
& \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}_1} - \mu_0\right) - \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}_2} - \mu_0\right) - \sum_{i=1}^{n}\mu_0 - \sum_{i=1}^{n}y_{1i}\alpha_1 - \\
& \sum_{i=1}^{n}y_{2i}\alpha_2 + \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left(\frac{(y_{1i}-k-1)\ln\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}_1} - \mu_0\right) + (y_{1i}-k)\alpha_1\right)}{(y_{1i}-k)!}\right) + \\
& \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left(\frac{(y_{2i}-k-1)\ln\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}_2} - \mu_0\right) + (y_{2i}-k)\alpha_2\right)}{(y_{2i}-k)!}\right) + \\
& \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left(\frac{(k-1)(\mu_0 + k\alpha_0)}{k!}\right) + \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\exp\left(k(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0)\right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\ln(\omega) = {} & \sum_{i=1}^{n}\ln\mu_0 + \sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + \sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) - \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) - \\
& \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) - \sum_{i=1}^{n}\mu_0 - \sum_{i=1}^{n}y_{1i}\alpha_1 - \sum_{i=1}^{n}y_{2i}\alpha_2 + \\
& \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left(\frac{(y_{1i}-k-1)\ln\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}} - \mu_0\right) + (y_{1i}-k)\alpha_1\right)}{(y_{1i}-k)!}\right) + \\
& \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left(\frac{(y_{2i}-k-1)\ln\left(\left(e^{\hat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}} - \mu_0\right) + (y_{2i}-k)\alpha_2\right)}{(y_{2i}-k)!}\right) + \\
& \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left(\frac{(k-1)(\mu_0 + k\alpha_0)}{k!}\right) + \sum_{i=1}^{n}\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\exp\left(k(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0)\right)
\end{aligned}$$

$D\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)$ merupakan pendekatan dari distribusi χ^2 dengan derajat bebas *v*, dimana *v* adalah jumlah parameter dibawah populasi dikurangi jumlah parameter dibawah H_0. Kriteria Tolak H_0 apabila $D\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right) > \chi^2_{(a,v)}$ maka terdapat variabel predictor yang berpengaruh terhadap variabel respon dengan *α* adalah taraf signifikansi (Agresti, 2002).

b. Pengujian Parsial Parameter Model *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Parameter model *Bivariate Generalized Poisson Regression* yang telah dihasilkan dari estimasi parameter belum tentu semuanya memiliki pengaruh yang signifikan terhadap model. Untuk itu perlu dilakukan pengujian terhadap parameter model *Bivariate Generalized Poisson Regression* secara parsial dengan menggunakan hipotesis sebagai berikut.

1. Parameter α

$H_0 : \alpha_j = 0$
$H_1 : \alpha_j \neq 0; j = 1,2$
Statistik uji yang digunakan yaitu:

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\alpha}_j}{SE\left(\hat{\alpha}_j\right)} \tag{2.51}$$

Keputusan yang akan diambil adalah tolak H_0 apabila nilai $\left|Z_{hit}\right| > Z_{\alpha/2}$, dimana *α* adalah tingkat signifikansi yang digunakan.

2. Parameter β

$H_0 : \beta_{jl} = 0$
$H_1 : \beta_{jl} \neq 0; j = 1,2$ dengan $l = 1, 2,\ldots,k$
Statistik uji yang digunakan yaitu:

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_{jl}}{SE\left(\hat{\beta}_{jl}\right)} \tag{2.52}$$

Keputusan yang akan diambil adalah tolak H_0 apabila nilai $|Z_{hit}| > Z_{\alpha/2}$, dimana α adalah tingkat signifikansi yang digunakan.

2.6 Multikolinieritas

Multikolinieritas adalah hbungan di antara beberapa atau semua variabel yang menjelaskan model regresi. Terdapat dua jenis multikoinieritas yaitu multikolinieritas sempurna dan multikolinieritas tidak sempurna. Pada multikolinieritas sempurna terdapat hubungan linier di antara variabel prediktor di mana satu variabel prediktor adalah fungsi linier dari variabel prediktor lain, sedangkan multikolinieritas tidak semurna terjadi apabila terdapat hubungan linier yang tidak sempurna antar variabel prediktor (Gujarati,1991).

Menurut Li (2000), pendeteksian multikolinieritas dapat dilakukan menggunakan nilai Variance Inflation Factor (VIF). Untuk regresi dengan lebih dari dua variabel definisi VIF adalah,

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad ; j = 1, 2, ..., k \tag{2.53}$$

dengan,

R_j^2 merupakan nilai koefisien determinasi antara variabel x_j dengan variabel x lainnya dengan rumus sebagai berikut,

$$R_j^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left(\hat{x}_i - \bar{x}\right)^2}{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x}\right)^2} \tag{2.54}$$

Nilai R_j^2 berkisar antara 0 sampai denga 1 sehinga nilai VIF akan seiring dengan kenaikan koefisien determinasi. Nilai VIF yang lebih dari 10 merupakan bukti cukup untuk mendeteksi adanya multikolinieritas (Li, 2000).

Multikolinieritas sempurna yang terjadi dalam data menyebabkan koefisien regresi menjadi undetermined (tidak dapat diduga), sedangkan pada multikolinieritas tidak sempurna dapat menyebabkan ragam dari penduga kuadrat terkecil menjadi relatif besar walaupun penduga tersebut masih tetap dapat diduga san bersifat BLUE (*Best Liniear Unbiased Estimators*) serta tetap efisien (ragam dari penduga paling kecil dari semua penduga yang mungkin). Selain itu multikolinieritas tidak sempurna juga dapat menyebabkan selang kepercayaan menjadi lebih lebar sehingga koefisien regresi menjadi tidak nyata (Gujarati, 1991).

2.7 Pemilihan Model Terbaik

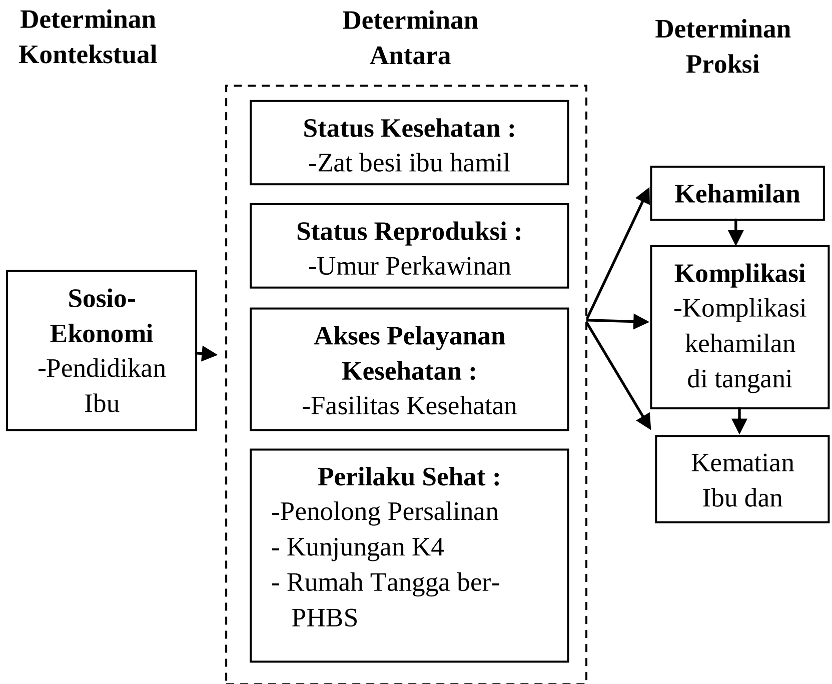
Akaike Information Criterion (AIC) adalah kriteria kesesuaian model dalam menduga model secara statistic. Kriteria AIC digunakan apabila pemodelan regresi bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap model. Tujuan dari penelitian adalah pemilihan model terbaik. Pemilihan model terbaik dari *Bivariate Generalized Poisson Regression* menggunakan nilai AIC. Metode AIC adalah metode yang data digunakan untuk memilih model regresi terbaik yang ditemukan oleh Akaike. Metode ini didasarkan pada metode Maximum Likelihood Estimation (MLE). Perhitungan nilai AIC menggunakan persamaan (2.55):

$$AIC = -2\ \ln L(\hat{\theta}) + 2p \qquad (2.55)$$

dimana p merupakan banyaknya parameter yang digunakan. Sedangkan $L(\hat{\theta})$ merupakan nilai *Likelihood.* Model regresi terbaik adalah model regresi yang menghasilkan nilai AIC terkecil (Akaike, 1978).

2.8 Kerangka Konsep Penelitian

Kerangka konsep adalah kerangka hubungan antara konsep yang ingin diamati atau diukur yang menjelaskan bagaimana hubungan masalah dengan variabel lain yang diduga sebagai penyebab timbulnya masalah. Kerangka konsep yang digunakan dalam menentukan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kematian ibu dan kematian bayi pada penelitian ini memodifikasi terhadap model McCarty dan Maine (1992) seperti berikut.



Gambar 2.1 Model konseptual Hubungan Kematian Kematian Ibu dan Kematian Bayi.

Kematian ibu adalah kematian seorang perempuan yang terjadi selama kehamilan sampai dengan 42 hari setelah berakhirnya kehamilan, tanpa memperhatikan lama dan tempat terjadinya kehamilan, yang disebabkan atau dipicu oleh kehamilannya atau penanganan kehamilannya, tetapi bukan karena kecelakaan (Dinas Kesehatan, 2015). Kematian ibu menurut dikategorikan menjadi dua yaitu sebagai berikut.

1) Penyebab kematian langsung, yaitu kematian ibu yang langsung disebabkan oleh komplikasi obstetri pada masa hamil, bersalin dan nifas, atau kematian yang disebabkan oleh erbagai hal yang terjadi akibat tindakan selama hamil, bersalin atau nifas.

2) Penyebab kematian tidak langsung, yaitu kematian ibu yang disebabkan oleh suatu penyakit yang bukan komplikasi obstetri, yang berkembang atau bertambah berat akibat kehamilan atau persalinan. Di negara berkembang sekitar 95% kematian ibu termasuk dalam kelompok *direct obstetric deaths* atau penyebab kematian tidak langsung.

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi saat setelah bayi lahir sampai bayi belum berusia tepat 1 tahun (Dinas Kesehatan, 2015). Penyebab kematian bayi ada dua macam yaitu endogen dan eksogen. Kematian bayi endogen atau neonatal adalah kematian bayi yang terjadi pada bulan pertama setelah dilahirkan dan pada umumnya disebabkan oleh faktor-faktor yang dibawa anak sejak lahir dan diperoleh dari orang tuanya pada saat konsepsi atau masa kehamilan. Selanjutnya kematian bayi eksogen atau post neonatal adalah kematian bayi yang terjadi setelah usia satu bulan sampai menjelang usia satu tahun yang disebabkan oleh faktor-faktor yang bertalian dengan pengaruh lingkungan luar.

Faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kematian ibu dan kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah adalah sebagai berikut,

1. Determinan Kontekstual

   Rendahnya tingkat pendidikan yang mengakibatkan kurangnya pengetahuan tentang kehamilan atau kelainan-kelainan dalam kehamilan kurang diperhatikan yang pada akhirnya dapat membawa resiko yang tidak diinginkan. Akibat dari rendahnya pengetahuan dari ibu hamil tidak jarang kehamilan banyak menimbulkan adanya kematian baik pada ibu maupun pada bayi yang dilahirkan atau bahkan kedua-duanya. Salah satu faktor yang banyak memberi pengetahuan pada manusia adalah pendidikan, baik itu pendidikan formal maupun non formal. Tidak adanya pendidikan pada seseorang dapat menyebabkan kurangnya pengetahuan. Demikian juga dengan ibu hamil yang tidak mengalami atau memperoleh pendidikan tentu saja akan berakibat pada kurangnya pengetahuan tentang hal-hal yang berkaitan dengan kehamilannya tersebut. Tingkat pendidikan ibu dapat mempengaruhi kelangsungan hidup anak karena mempengaruhi pilihan dan kemampuan dalam pemeliharaan kesehatan terkait dengan kontrasepsi, gizi, kebersihan pencegahan penyakit dan perawatan anak saat sakit.

2. Determinan Antara

a. Ibu hamil mendapatkan tablet Fe3

Selama kehamilan, ibu membutuhkan zat besi dua kali lipat dari kebutuhan sebelum hamil. Apabila kebutuhan zat besi ini tidak tercukupi, maka ibu akan mengalami anemia atau rendahnya kadar zat besi dalam darahnya. Tablet Fe merupakan suplemen zat besi yang berfungsi untuk mencegah anemia dimana anemia merupakan penyebab langsung kematian ibu dan bayi dan jumlah kejadiannya cukup tinggi. Program penanggulangan anemia yang dilakukan adalah memberikan tablet tambah darah yaitu preparat Fe (Dinas Kesehatan, 2015). Apabila persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe3 meningkat maka dapat mengurangi risiko kematian ibu dan kematian bayi.

b. Penolong persalinan oleh tenaga kesehatan

Proses persalinan yang ditolong oleh tenaga kesehatan yang memiliki kompetensi kebidanan (dokter kandungan dan kebidanan, dokter umum, dan bidan) terbukti berkontribusi terhadap turunnya risiko kematian ibu. Dengan semakin naiknya angka cakupan pertolongan persalinan menunjukkan adanya tingkat kepercayaan masyarakat terhadap pelayanan persalinan oleh tenaga kesehatan, adanya perencanaan persalinan yang baik dari ibu, suami maupun dukungan keluarga, sehigga tingkat kesehatan ibu dan tingkat kesehatan bayi juga lebih terjamin (Dinas Kesehatan, 2015). Apabila persentase persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat maka dapat mengurangi risiko kematian ibu dan kematian bayi.

c. Kunjungan ibu hamil K4

Pelayanan K4 adalah ibu hamil yang memperoleh pelayanan antenatal yang sesuai standar paling sedikit empat kali, dengan distribusi pemberian pelayanan yang dianjurkan adalah minimal satu kali pada triwulan pertama, satu kali pada triwulan kedua dan dua kali pada triwulan ketiga umur kehamilan. Kunjungan ibu hamil sesuai standar adalah pelayanan yang mencakup minimal: Timbang badan dan ukur tinggi badan, mengukur tekanan darah, cek status imunisasi tetanus dan pemberian Tetanus Toxoid, tinggi fundus uteri, pemberian tablet besi 90 selama kehamilan, temu wicara (pemberian komunikasi interpersonal dan konseling), test laboratorium sederhana (Dinas Kesehatan, 2015). Apabila kunjungan ibu hamil K4 meningkat maka dapat mengurangi risiko kematian ibu dan kematian bayi.

d. Rumah tangga ber-PHBS

Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (PHBS) di rumah tangga merupakan upaya untuk memberdayakan anggota rumah tangga agar sadar, mau dan mampu melakukan PHBS dalam memelihara dan meningkatkan kesehatannya, mencegah risiko terjadinya penyakit dan melindungi diri dari ancaman penyakit serta berperan aktif dalam gerakan kesehatan masyarakat. Rumah tangga yang seluruh anggotanya berperilaku hidup bersih dan sehat meliputi 10 indikator, yaitu pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan, bayi diberi ASI eksklusif, balita ditimbang setiap bulan, menggunakan air bersih, mencuci tangan dengan air bersih dan sabun, menggunakan jamban sehat, memberantas jentik di rumah sekali dalam seminggu, makan sayur dan buah setiap hari, melakukan aktivitas fisik setiap hari, dan tidak merokok didalam rumah (Dinas Kesehatan, 2015). Apabila persentase rumah tangga ber-

PHBS meningkat maka dapat mengurangi risiko kematian ibu dan kematian bayi.

3. Determinan Proksi

Determinan proksi merupakan komplikasi kehamilan risiko tinggi. Terjadinya kasus kematian ibu dipengaruhi oleh status gizi ibu, keadaan sosial ekonomi, keadaan kesehatan yang kurang baik menjelang kehamilan, kejadian berbagai komplikasi pada kehamilan dan kelahiran, tersedianya dan penggunaan fasilitas pelayanan kesehatan ternasuk pelayanan prenatal dan obstetri. Komplikasi kehamilan dan persalinan merupakan penyebab langsung kematian ibu seperti pendarahan, infeksi, dan eklamsia. Beberapa penyakit yang dialami ibu selama hamil seperti penyakit jantung, tekanan darah tinggi, asma, kejang, sampai diabetes, akan sangat memengaruhi perkembangan janin selama kehamilan dan proses persalinan. Penyakit-penyakit tersebut akan berpotensi menyebabkan pertumbuhan janin abnormal, prematur, BBLR (berat bayi lahir rendah), sampai kematian (Dinas Kesehatan, 2015).

2.9 Penelitian Sebelumnya

Beberapa penelitian sebelumnya mengenai kematian ibu dan kematian bayi telah dilakukan oleh Listiani (2010), Arkandhi (2015) dan Wardani (2016). Penelitian mengenai kematian bayi telah beberapa kali dilakukan, Sofro (2009) menerapkan *Generalized Poisson Regression* (GPR) untuk data yang mengalami overdispersi. Listiani (2010) melakukan penelitian untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2007 dengan menggunakan GPR. Berdasarkan penelitian tersebut didapatkan hasil bahwa faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur yaitu rata-rata pengeluaran rumah tangga (dalam rupiah) per bulan.

Selain itu, penelitian tentang kematian ibu dan kematian bayi juga dilakukan oleh Arkandhi (2015) dengan menggunakan pendekatan regresi poisson bivariat. Pada data penelitian tersebut terdapat kasus overdispersi sehingga hasil analisis dengan menggunakan metode regresi poisson bivariat tidak cukup baik dan disarankan menggunakan metode yang mampu mengatasi kasus overdispersi maupun underdispersi. Wardani (2016) dalam pendugaan parameter dan pengujian hipotesis *Bivariate Generalized Poisson Regression* (BGPR), dengan studi kasus faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kematian bayi dan ibu di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013. Selanjutnya Famoye, Wulu dan Singh (2004) membahas GPR. Pada pengujian parameter dispersi dan kebaikan model GPR memberikan hasil yang lebih baik apabila dibandingkan dengan metode regresi lainnya. Pelanggaran asumsi tersebut yaitu ragam lebih besar daripada rata-rata disebut overdispersi. Hasil dari kebaikan model menunjukkan bahwa GPR lebih baik daripada regresi *Poisson*. data yang memiliki kasus over atau under dispersi tidak sesuai apabila dimodelkan menggunakan regresi *Poisson.* Untuk itu pada kasus over maupun under dispersi dapat dilakukan analisis menggunakan model GPR, *Negative Binomial Regression, Zero-Inflated Poisson Regression* dan *Zero-Inflated Negative Binomial Regression.* Pada model *Zero-Inflated Poisson Regression* dan *Zero-Inflated Negative Binomial Regression* digunakan pada data yang terjadi over maupun under dispersi dengan banyak nilai nol pada variabel respon. Menurut Zamani, Faroughi dan Ismail (2013) BGPR bisa digunakan tidak hanya pada data *count* bivariat dengan korelasi positif, nol atau negatif tetapi juga data count bivariat yang *under/over* dispersi dengan hubungan antara ragam dan rata-rata yang fleksibel.

BAB III
METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari *dinkesjatengprov.go.id*, dimana data yang digunakan yaitu Data Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah tahun 2015. Unit pengamatan sebanyak 35 unit pengamatan terdiri atas 29 Kabupaten dan 6 Kota.

3.2 Variabel Penelitian dan Struktur Data

Variabel penelitian yang dianalisis dibagi menjadi dua yaitu variabel respon (Y) dan variabel prediktor (X) seperti pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Determinan Konseptual
Y1	Jumlah kematian ibu	Determinan Proksi
Y2	Jumlah kematian bayi	Determinan Proksi
X1	Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan	Determinan Antara
X2	Persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3	Determinan Antara
X3	Persentase komplikasi kebidanan yang ditangani	Determinan Antara
X4	Persentase rumah tangga ber-PHBS	Determinan Antara
X5	Persentase ibu hamil melaksanakan program K4	Determinan Antara

Uraian mengenai variabel respon dan prediktor yang digunakan adalah sebagai berikut.

1. Jumlah Kematian Ibu (Y_1)

   Jumlah kematian ibu adalah jumlah kematian perempuan pada saat hamil atau kematian dalam kurun waktu 42 sejak terminasi kehamilan tanpa memandang lama kehamilan atau tempat persalinan, yakni kematian yang disebabkan karena kehamilan atau pengelolaan, tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan, terjatuh dan lain-lain di setiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah (Dinas Kesehatan, 2015).

2. Jumlah Kematian Bayi (Y_2)
   Jumlah kematian bayi adalah jumlah kematian bayi yang berusia nol sampai kurang dari satu tahun di setiap Kabupaten dan Kota di Provinsi Jawa Tengah. Seseorang dikatakan mati apabila fungsi jantung dan paru-parunya telah berhenti sehingga tidak ditemukannya tanda-tanda kehidupan dari seseorang (Dinas Kesehatan, 2015).
3. Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X_1)
   Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan adalah jumlah ibu bersalin di setiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah yang ditolong oleh tenaga kesehatan yang memiliki kompetensi kebidanan (dokter kandungan dan kebidanan, dokter umum, dan bidan) di satu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu dibagi dengan jumlah ibu bersalin di satu wilayah kerja pada kurun waktu yang sama dikali 100% (Dinas Kesehatan, 2015).
4. Persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 (X_2)
   Persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 adalah jumlah ibu hamil yang mendapat (90) tablet Fe3 selama periode kehamilannya pada wilayah dan kurun waktu tertentu dibagi jumlah ibu hamil pada wilayah dan kurun waktu yang sama dikali 100%. Tablet Fe merupakan suplemen zat besi yang berfungsi untuk mencegah anemia (Dinas Kesehatan, 2015).
5. Persentase komplikasi kebidanan ditangani (X_3)
   Persentase komplikasi kebidanan ditangani adalah jumlah ibu hamil, bersalin dan ibu nifas di setiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah dengan komplikasi yang ditangani oleh tenaga kesehatan dibagi 20% dari jumlah sasaran ibu hamil dalam satu tahun dikali 100%. Komplikai kebidanan yang ditangani adalah komplikasi ibu hamil, bersalin dan

mengalami nifas dengan komplikasi yang mendapatkan pelayanan sesuai standar pada tingkat pelayanan dasar dan rujukan (Dinas Kesehatan, 2015).

6. Persentase rumah tangga ber-PHBS (X_4)
   Persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat merupakan perbandingan jumlah rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat di setiap wilayah kabupaten/kota Jawa Tengah dengan rumah tangga yang dipantau di setiap wilayah kabupaten/kota Jawa Tengah pada kurun waktu yang sama. Rumah tangga yang seluruh anggotanya berperilaku hidup bersih dan sehat meliputi 10 indikator, yaitu pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan, bayi diberi ASI eksklusif, balita ditimbang setiap bulan, menggunakan air bersih, mencuci tangan dengan air bersih dan sabun, menggunakan jamban sehat, memberantas jentik di rumah sekali dalam seminggu, makan sayur dan buah setiap hari, melakukan aktivitas fisik setiap hari, dan tidak merokok didalam rumah (Dinas Kesehatan, 2015).
7. Persentase ibu hamil melaksanakan program K4 (X_5)
   Persentase ibu hamil melaksanakan program K4 adalah jumlah ibu hamil yang memperoleh pelayanan antenatal K4 sesuai standar di satu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu dibagi dengan seluruh ibu hamil di satu wilayah kerja dalam kurun waktu yang sama dikali 100%. Pelayanan K4 adalah ibu hamil yang memperoleh pelayanan antenatal yang sesuai standar paling sedikit empat kali, dengan distribusi pemberian pelayanan yang dianjurkan adalah minimal satu kali pada triwulan pertama, satu kali pada triwulan kedua dan dua kali pada triwulan ketiga umur kehamilan (Dinas Kesehatan, 2015).

Struktur data dalam penelitian ini disusun berdasarkan variabel-variabel yang digunakan, baik variabel prediktor maupun variabel respon. Struktur data untuk penelitian ini ditunjukkan pada Tabel 3.2 dan disajikan secara lengkap pada Lampiran 1.

Tabel 3.2 Struktur Data dalam Penelitian

Wilayah	Y_1	Y_2	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
1	209	17	98,65	84,1	120,8	67,35	85,80
2	243	29	98,09	89,3	122,8	79,73	89,37
3	169	13	99,9	94	135	80,08	93,08
4	169	15	99,91	97,8	116,6	78,3	97,77
. . .	. . .	. . .	. . .	. . .	. . .	. . .	. . .
35	126	11	99,77	90,4	123,1	76,49	89,64

3.3 Langkah Analisis

Langkah-langkah yang dilakukan untuk menganalisis data kematian Ibu dan data kematian bayi di setiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah adalah sebagai berikut.

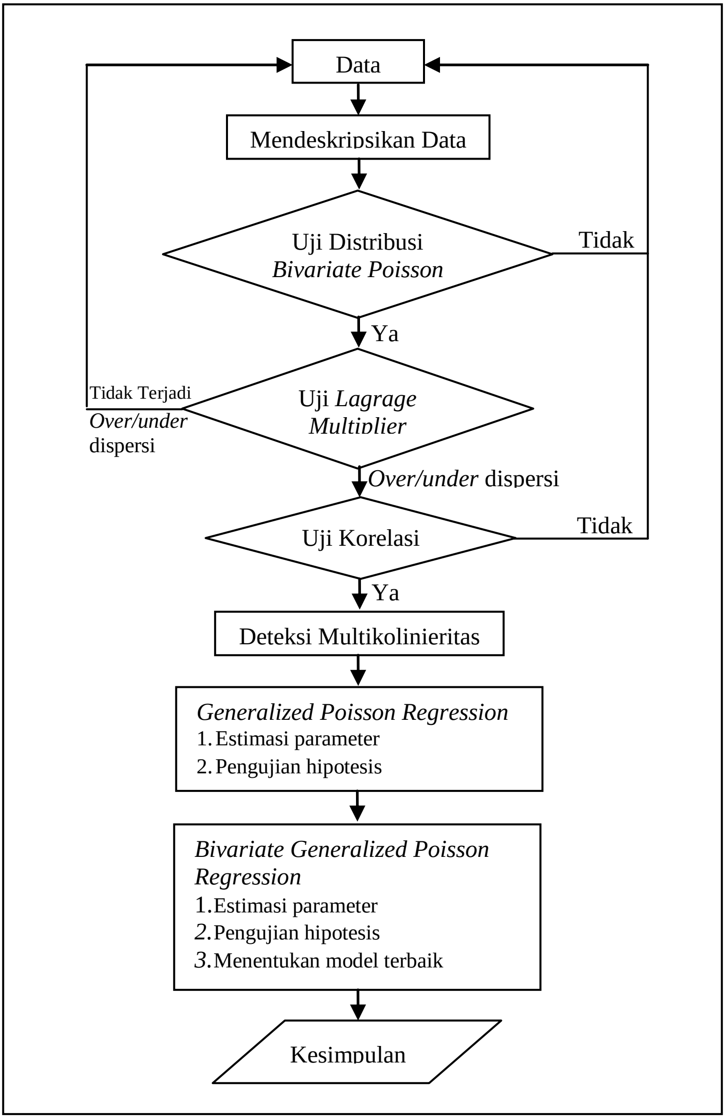
1. Langkah-langkah untuk mendeskripsikan kematian ibu dan kematian bayi di setiap Kabupaten/Kota di Jawa Tengah serta variabel-variabel yang diduga berpengaruh yaitu menggunakan peta tematik Provinsi Jawa Tengah yang dibagi menjadi 3 kategori dengan menggunakan metode klasifikasi *Natural Breaks*. Langkah-langkah optimasi *Jenk's* dalam *Natural Breaks* adalah,
   1) Mengurutkan data.
   2) Menentukan interval dengan beberapa kemungkinan.
   3) Menghitung nilai *sum of standard deviation* dari setiap interval yang terbentuk.
   4) Menghitung nilai *total sum of standard deviation* dari setiap interval yang terbentuk.
   5) Memilih nilai *total sum of standard deviation.*

3. Langkah-langkah untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan *Bivariate Generalized Poisson Regression* adalah,
   1) Melakukan pengujian *overdispersion* atau *underdispersion*.

2) Melakukan uji korelasi antar variabel respon yaitu jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.
3) Melakukan pemeriksaan kasus multikolinieritas dengan menggunakan kriteria VIF, untuk mengetahui apakah antar variabel prediktor yang diduga berpengaruh terdapat hubungan yang erat.

4) Melakukan pemodelan dengan menggunakan metode *Generalized Poisson Regression.*
5) Melakukan pemodelan dengan menggunakan metode *Bivariate Generalized Poisson Regression* yang meliputi :
   a. Mendapatkan penduga parameter model Bivariate *Generalized Poisson Regression* dengan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE).
      i) Himpunan parameter dibawah populasi :
      $$(\Omega) = \left\{\mu_0, \boldsymbol{\beta}_1^T, \boldsymbol{\beta}_2^T, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right\}$$
      ii) Himpunan parameter dibawah H_0 :
      $$(\omega) = \left\{\mu_0, \boldsymbol{\beta}_{1.0}, \boldsymbol{\beta}_{2.0}, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right\}$$
   b. Melakukan pengujian hipotesis untuk *Bivariate Generalized Poisson Regression* dengan menggunakan hipotesis sebagai berikut :
      i) Parameter α
      $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$
      H_1 : Ada salah satu $\alpha_j \neq 0$; $j = 1,2$
      ii) Parameter β
      $H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \ldots = \beta_{jk} = 0$; $j = 1,2$
      H_1 : Paling sedikit ada satu $\beta_{jl} \neq 0$; $j = 1,2$ dengan $l = 1, 2,\ldots,k$
6) Menentukan model terbaik dari hasil *all possible regression* berdasarkan nilai AIC.

Berdasarkan langkah analisis berikut diagram alir yang digunakan dalam penelitian ini pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian

BAB IV
ANALISIS DAN PEMBAHASAN

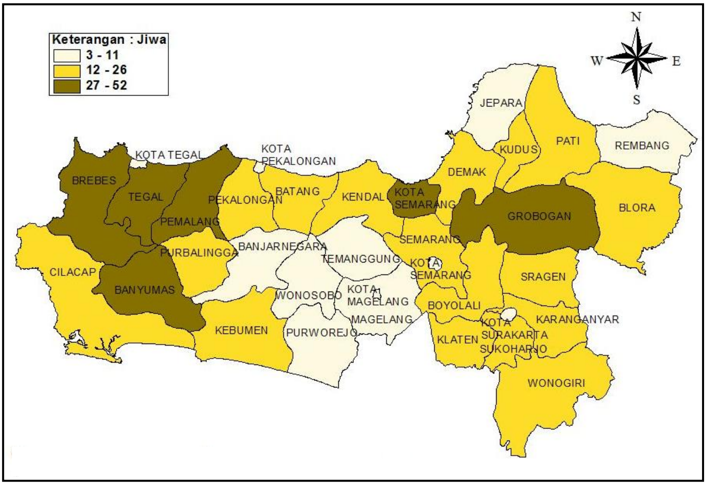
Pada bab ini dilakukan analisis dan pembahasan tentang faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kematian ibu dan kematian bayi di Jawa Tengah tahun 2015. Analisis dan pembahasan yang akan dilakukan terdiri dari deskripsi data mengenai jumlah kematian ibu dan kematian bayi serta variabel-variabel yang mempengaruhi kematian ibu dan kematian bayi di Jawa Tengah tahun 2015. Selanjutnya dilakukan pemeriksaan korelasi dan identifikasi multikolinieritas untuk dapat dilanjutkan analisis selanjutnya menggunakan model *Bivariate Generalized Poisson Regression* sesuai pada persamaan (2.12) untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi kematian ibu dan kematian bayi di Jawa Tengah tahun 2015.

4.1 Deskripsi Jumlah Kematian Ibu dan Bayi serta Faktor-Faktor yang Mempengaruhi di Provinsi Jawa Tengah

Deskripsi kabupaten/kota di Jawa Tengah pada penelitian ini dilakukan dengan menggunakan peta tematik dan *scatterplot* berdasarkan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi serta faktor-faktor yang mempengaruhi. Persentase dari masing-masing variabel pada peta tematik dikelompokkan menjadi tiga dengan menggunakan *Arcview GIS* yaitu metode *natural breaks* dengan menggunakan optimasi *Jenk's*. *Scatterplot* dilakukan untuk mengetahui pola hubungan antara jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi terhadap faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya. Hasil pemetaan dan *scatterplot* dari variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

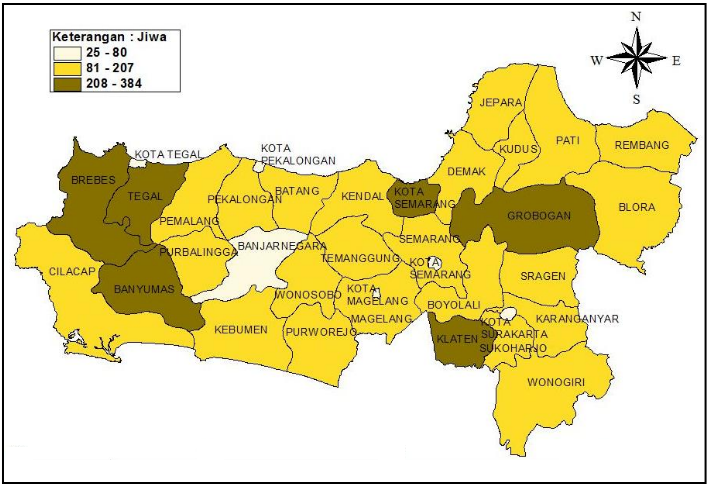
4.1.1 Persebaran Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Tengah

Berdasarkan data pada Lampiran 1 diketahui bahwa pada tahun 2015 terdapat total 619 kematian ibu dan 5571 kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah. Jumlah kematian ibu tertinggi yaitu sebanyak 52 jiwa tedapat di Kabupaten Brebes sedangkan terendah yaitu sebanyak 3 jiwa terdapat di Kota Magelang dan Kabupaten Temanggung. Jumlah kematian bayi tertinggi sebanyak 384 jiwa terjadi di Kabupaten Grobogan sedangkan terendah sebanyak 25 jiwa terjadi di Kota Magelang. Persebaran jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah dapat dilihat sebagai berikut.



Gambar 4.1 Persebaran Jumlah Kematian Ibu di Jawa Tengah

Berdasarkan Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa pada Kabupaten Banjarnegara, Temanggung, Wonosobo, Purworejo, Magelang, Jepara, Rembang, Kota Magelang, Tegal, Pekalongan, Surakarta serta Semarang memiliki jumlah kematian ibu pada interval 3-11, dimana jumlah ini masuk dalam kategori rendah. Jumlah kematian ibu paling rendah berada di Kota Magelang dan Kabupaten Temanggung dengan jumlah kematian sebanyak 3 jiwa. Pada kategori jumlah kematian sedang yaitu interval 12-26 terjadi di Kabupaten Cilacap, Kebumen, Purbalingga, Pekalongan, Batang, Kendal, Semarang, Demak, Kudus, Pati, Blora, Boyolali, Sragen, Karanganyar, Klaten, Sukoharjo dan Wonogiri. Kategori tinggi untuk jumlah kematian ibu yaitu pada interval 27-52 terdapat pada 6 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah yaitu di Kabupaten Banyumas, Brebes, Pemalang, Tegal, Grobogan dan Kota Semarang, dimana jumlah kematian tertinggi terdapat di Kabupaten Brebes dengan jumlah kematian 52 jiwa. Rata-rata jumlah kematian ibu di Provinsi Jawa Tengah adalah 17,69 atau senilai dengan 18 kasus kematian ibu di tiap kabupaten dengan variansi yang cukup besar yaitu 114,63. AKI di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2015 tergolong sangat tinggi yaitu 111,6 per 100.000 kelahiran hidup. Angka ini lebih tinggi dari target tahun 2015 sebesar 102 per 100.000 kelahiran hidup. Oleh karena itu perlu peningkatan upaya penurunan kematian ibu.

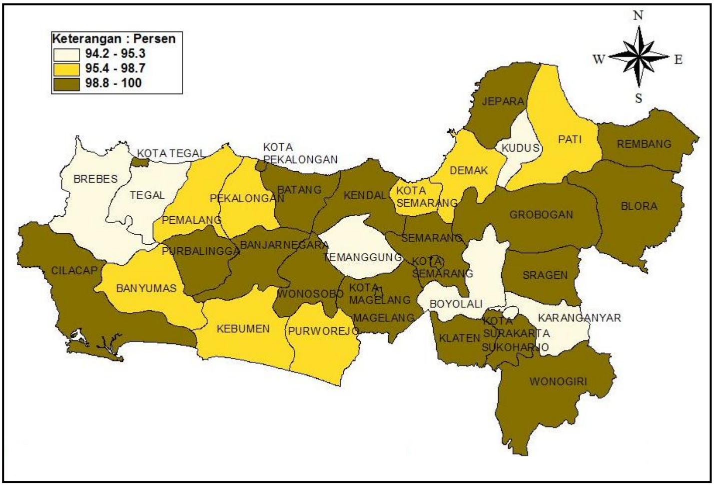


Gambar 4.2 Persebaran Jumlah Kematian Bayi di Jawa Tengah

Rata-rata jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah yaitu 159.2 atau senilai dengan 160 kasus kematian bayi pada tiap kabupaten dengan nilai variansi sebesar 5595,3. Gambar 4.2 menunjukkan bahwa kategori jumlah kematian bayi yang termasuk rendah yaitu interval 25-80 terdapat di 6 Kabupaten/Kota di Jawa Tengah yaitu di Kota Tegal, Pekalongan, Salatiga, Magelang, Surakarta dan Kabupaten Banjarnegara, dimana jumlah kematian bayi terendah terdapat di Kota Magelang dengan jumlah kematian sebanyak 25 jiwa. Pada kategori sedang untuk jumlah kematian bayi yaitu pada interval 81-207 terdapat pada Kabupaten Pemalang, Purbalingga, Kebumen, Banjarnegara, Pekalongan, Wonosobo, Purworejo, Magelang, Batang, Kendal, Temanggung, Semarang, Boyolali, Cilacap, Sukoharjo, Karanganyar, Sragen, Demak, Kudus, Jepara, Pati, Rembang dan Blora. Pada 6 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah termasuk dalam kategori tinggi untuk jumlah kematian bayi yaitu pada interval 208-384 terdapat di Kabupaten Klaten, Banyumas, Brebes, Tegal, Grobogan dan Kota Semarang, dimana jumlah kematian bayi tertinggi terjadi sebanyak 384 jiwa yaitu di Kabupaten Grobogan.

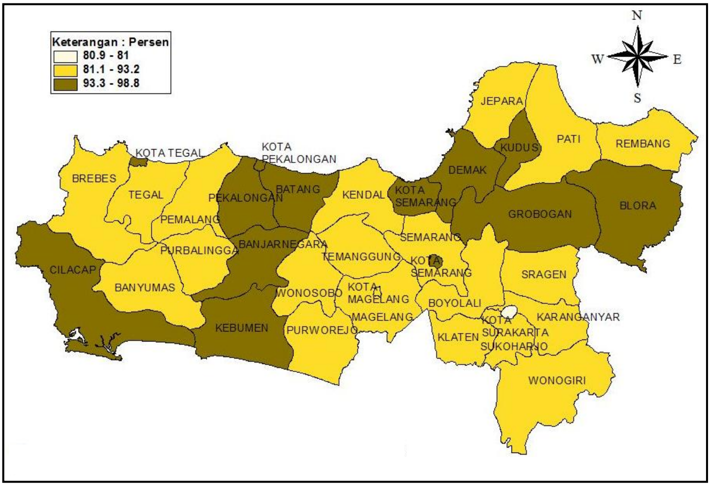
4.1.2 Persebaran Faktor - Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi

Persebaran faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Jawa Tengah yaitu persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 dapat dilihat pada pemetaan sebagai berikut.



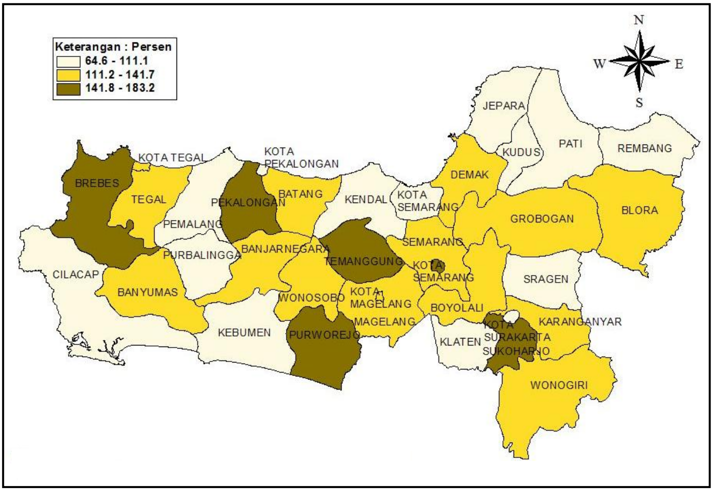
Gambar 4.3 Persebaran Persentase Persalinan oleh Tenaga Kesehatan.

Pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan pada kenyataannya masih terdapat persalinan yang tidak dibantu tenaga kesehatan dan diluar fasilitas pelayanan kesehatan. Rata-rata persentase persalinan oleh tenaga kesehatan di Provinsi Jawa Tengah adalah 98,42 persen dengan nilai variansi yaitu 4,064. Pada Gambar 4.3 menunjukkan persentase persalinan yang ditolong oleh tenaga kesehatan dengan kategori rendah pada interval 94-95 persen terdapat di Kabupaten Brebes, Tegal, Temanggung, Kudus, Boyolali dan Karanganyar. Persentase persalinan yang ditolong oleh tenaga kesehatan di Jawa Tengah terendah adalah sebesar 94.21 persen yaitu terjadi di Kabupaten Boyolali. Pada kategori tinggi untuk persentase persalinan yang ditolong oleh tenaga kesehatan diantaranya terdapat 19 Kabupaten/Kota di Jawa Tengah yang masuk dalam kategori ini. Berdasarkan laporan rutin kabupaten/kota tahun 2015 diketahui bahwa cakupan pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan Provinsi Jawa Tengah sebesar 98,09 persen, nilai ini mengalami penurunan bila dibandingkan cakupan tahun 2014 yaitu 99,17 persen.



Gambar 4.4 Persebaran Persentase Ibu Hamil Mendapatkan Tablet Fe3.

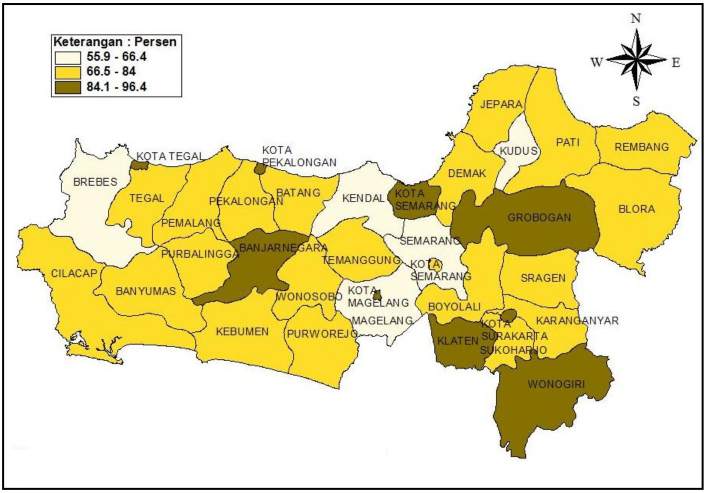
Pemberian Tablet Fe diharapkan mampu mengurangi penderita anemia pada ibu hamil. Pada Gambar 4.4 menunjukkan bahwa terdapat 1 Kabupaten di Provinsi Jawa Tengah dengan kategori rendah untuk persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe3 sebesar 80,90 persen, yaitu Kota Surakarta, rata-rata persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 adalah 92,12 persen. Hal ini menunjukkan bahwa masih terdapat 19,10 persen ibu di Kota Surakarta yang belum mendapatkan tablet Fe3 sehingga meningkatkan risiko kematian ibu. Pada kategori tinggi untuk persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe3 terdapat pada 13 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah, dimana persentase tertinggi yaitu sebesar 98,80 persen terjadi di Kabupaten Kebumen



Gambar 4.5 Persebaran Persentase Komplikasi Kebidanan Ditangani.

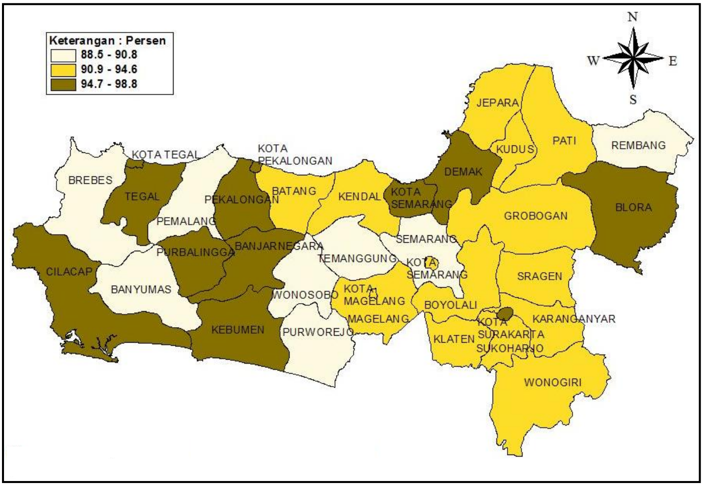
Penanganan komplikasi kebidanan adalah pelayanan kepada ibu hamil dengan komplikasi kebidanan untuk mendapatkan penanganan definitif sesuai standar oleh tenaga kesehatan kompeten pada tingkat pelayanan dasar dan rujukan. Diperkirakan 15-20% ibu hamil akan mengalami komplikasi kebidanan dimana Komplikasi dalam kehamilan dan persalinan tidak selalu dapat diduga sebelumnya, oleh karenanya semua persalinan harus ditolong oleh tenaga kesehatan agar komplikasi kebidanan dapat segera dideteksi dan ditangani. Rata-rata persentase komplikasi kebidanan yang telah 121,09 persen dengan variansi yang cukup besar yaitu 637,51. Pada Gambar 4.6 menunjukkan bahwa Kabupaten Cilacap, Kebumen, Pemalang, Kendal, Jepara, Kudus, Pati, Purbalingga, Klaten, Sragen, Rembang, Kota Pekalongan, Semarang dan Surakarta termasuk dalam kategori rendah untuk persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, dimana persentase terendah terdapat di Kabupaten Semarang yaitu sebesar 64.6 persen. Pada 6 Kabupaten di Provinsi Jawa Tengah termasuk dalam kategori tinggi untuk persentase komplikasi kebidanan yang ditangani yaitu pada interval 118-168 persen, dimana persentase tertinggi yaitu 183.2 persen terjadi di Kabupaten Sukoharjo. Cakupan penanganan komplikasi kebidanan di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2015 yaitu sebesar 120 persen, meningkat bila dibandingkan dengan capaian tahun 2014 yaitu 105,4 persen. Capaian indikator penanganan komplikasi kebidanan ini mencapai lebih dari 100% karena penyebut untuk penghitungan indikator tersebut adalah perkiraan bumil dengan komplikasi yaitu 20% dari jumlah ibu hamil, tetapi pada kenyataannya jumlah ibu hamil dengan komplikasi riil lebih besar daripada perkiraan.

Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (PHBS) di rumah tangga merupakan upaya untuk memberdayakan anggota rumah tangga agar sadar, mau dan mampu melakukan PHBS dalam memelihara dan meningkatkan kesehatan. Rata-rata persentase rumah tangga ber-PHBS di Provinsi Jawa Tengah adalah 78,77 persen. Pada Gambar 4.6 menunjukkan bahwa kategori rendah untuk persentase rumah tangga ber-PHBS terjadi di 5 Kabupaten di Provinsi Jawa Tengah yaitu di Kabupaten Brebes, Kendal, Magelang, Semarang dan Kudus, dimana persentase terendah terjadi di Kabupaten Brebes yaitu sebesar 55.89 persen.



Gambar 4.6 Persebaran Persentase Rumah Tangga Ber-PHBS.

Hal ini menunjukkan bahwa kurangnya kesadaran masyarakat untuk memperhatikan kebersihan dan kesehatan masih cukup rendah sehingga meningkatkan resiko masyarakat untuk terkena ancaman penyakit. Pada kategori tinggi untuk persentase rumah tangga ber-PHBS yaitu interval 82-86 terdapat 9 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah yang termasuk dalam kategori ini, dimana persentase tertingginya yaitu 96,43 persen terjadi di Kabupaten Klaten. Pencapaian indikator PHBS di Jawa Tengah tahun 2015 masih rendah yaitu 76% sedikit lebih tinggi apabila dibandingkan dengan target renstra sebesar 74,9% sehingga perlu adanya penambahan sosialisasi terkait pentingnya berperilaku hidup bersih dan sehat agar meningkatkan kesadaran masyarakat untuk mau dan mampu melakukan PHBS dalam memelihara dan meningkatkan kesehatannya, mencegah risiko terjadinya penyakit dan melindungi diri dari ancaman penyakit serta berperan aktif dalam gerakan kesehatan masyarakat.

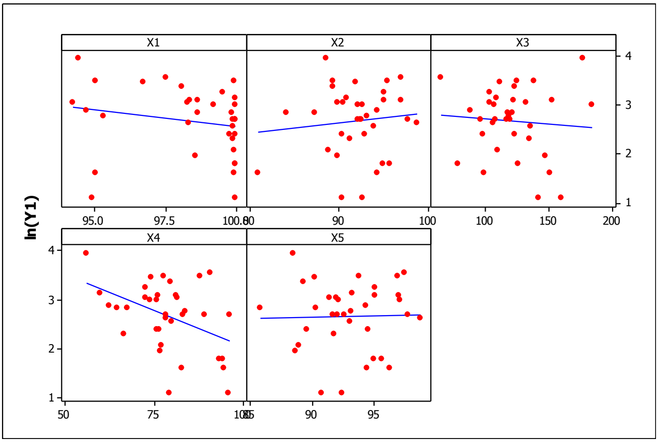


Gambar 4.7 Persebaran Persentase Ibu Melaksanakan Program K4.

Program K4 adalah ibu hamil yang memperoleh pelayanan antenatal yang sesuai standar paling sedikit empat kali, dengan distribusi pemberian pelayanan yang dianjurkan adalah minimal satu kali pada triwulan pertama, satu kali pada triwulan kedua dan dua kali pada triwulan ketiga umur kehamilan. Rata-rata persentase ibu melaksanakan program K4 di Provinsi Jawa Tengah adalah 93,07 persen dengan nilai variansi sebesar 9,48. Berdasarkan pada Gambar 4.4 dapat dilihat bahwa terdapat 8 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah dengan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 termasuk dalam kategori rendah yaitu pada interval 86-90 persen, dimana persentase terendah yaitu sebesar 86.76 persen terjadi di Kabupaten Surakarta. Pada Kabupaten Cilacap, Tegal, Purbalingga, Pekalongan, Banjarnegara, Kebumen, Demak, Blora, Kota Tegal, Pekalongan dan Semarang, termasuk dalam kategori tinggi untuk persentase ibu hamil melaksanakan program K4, dimana persentase tertinggi terdapat di Kabupaten Kebumen dengan persentase sebesar 98.82 persen. Hal ini menunjukkan semakin baiknya akses masyarakat terhadap pelayanan kesehatan ibu hamil yang diberikan oleh tenaga kesehatan.

4.1.3 Pola Hubungan Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi

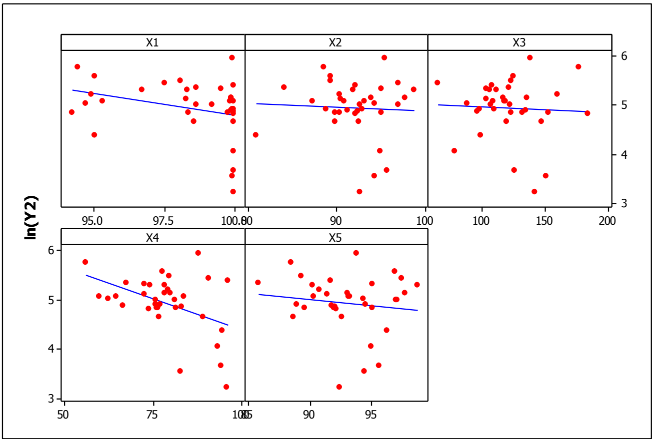
Pola hubungan variabel jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan faktor-faktor yang diduga mempengaruhi dapat digambarkan dengan *scatterplot* antara jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan faktor-faktor yang diduga mempengaruhi. Berdasarkan data pada Lampiran 1, *scatterplot* antara jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan faktor-faktor yang diduga mempengaruhi diperoleh hasil sebagai berikut.



Gambar 4.8 Plot Ln Variabel Jumlah Kematian Ibu.

Gambar 4.8 menunjukkan pola hubungan antara jumlah kematian ibu dengan faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kematian ibu. Pada variabel persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani serta persentase rumah tangga ber-PHBS memiliki pola yang menurun, hal ini berarti semakin tinggi persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani serta persentase rumah tangga ber-PHBS akan mengakibatkan penurunan jumlah kematian ibu.

Terdapat hal yang berkebalikan dengan teori kesehatan pada variabel persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4. Pemberian tablet Fe3 untuk ibu hamil merupakan upaya pencegahan ibu hamil mengalami anemia dimana anemia merupakan penyebab langsung kematian ibu dan kematian bayi dan jumlah kejadiannya cukup tinggi, sehingga pemberian tablet Fe3 untuk ibu hamil merupakan salah satu upaya penurunan jumlah kematian ibu. Pada persentase ibu hamil melaksanakan program K4 juga merupakan salah satu upaya penurunan jumlah kematian ibu dimana program K4 meliputi cek tekanan darah, cek status imunisasi tetanus dan pemberian Tetanus Toxoid. Berdasarkan pada Gambar 4.8 menunjukkan bahwa jumlah kematian ibu akan cenderung meningkat apabila persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 meningkat sehingga data tersebut berkebalikan dengan teori kesehatan karena kedua variabel tersebut merupakan salah satu upaya penurunan jumlah kematian ibu hamil.



Gambar 4.9 Plot Ln Variabel Jumlah Kematian Bayi.

Gambar 4.9 menunjukkan pola hubungan antara jumlah kematian bayi dengan faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kematian bayi. Berdasarkan hasil tersebut variabel persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase rumah tangga ber-PHBS serta persentase ibu hamil melaksanakan program K4 memiliki pola yang menurun, hal ini berarti semakin tinggi persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase rumah tangga ber-PHBS serta persentase ibu hamil melaksanakan program K4 akan mengakibatkan penurunan jumlah kematian bayi. Hal ini sesuai dengan teori kesehatan karena persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase rumah tangga ber-PHBS serta persentase ibu hamil melaksanakan program K4 merupakan upaya untuk menurunkan jumlah kematian bayi.

4.2 Pemodelan Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi dengan *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Pemodelan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah dilakukan menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression*. Sebelum melakukan analisis menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression*, terlebih dahulu dilakukan pemeriksaan kasus *overdispersion* atau *underdispersion*. Pengujian ini dilakukan karena diduga terjadi kasus *overdispersion* atau *underdispersion* pada penelitian ini. Selain itu, dilakukan pemeriksaan korelasi antar variabel prediktor serta deteksi multikolinieritas untuk mengetahui apakah terdapat variabel prediktor yang memiliki keterkaitan yang erat.

4.2.1 Pengujian Distribusi *Bivariate Poisson*

Pengujian distribusi *bivariate poisson* dilakukan untuk mengetahui apakah variabel respon jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi mengikuti distribusi tersebut. Pengujian distribusi *bivariate poisson* menggunakan pendekatan *index of* *dispersion test* (I_B) dengan hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut.

H_0 : Variabel respon mengikuti distribusi *bivariate poisson*

H_1 : Variabel respon tidak mengikuti distribusi *bivariate poisson*

Statistik uji yang digunakan pada pengujian ini adalah,

$$I_B = \frac{n\left(\overline{Y_2} S_{Y_1}^2 - 2m_{11}^2 + \overline{Y_1} S_{Y_2}^2\right)}{\left(\overline{Y_1}\,\overline{Y_2} - m_{11}^2\right)}$$

$$= 70{,}5323$$

Berdasarkan pada hasil tersebut dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai $|I_B|$ dibandingkan dengan $\chi^2_{(0.05;67)}$ =87,108. Berdasarkan pada hasil tersebut menunjukkan bahwa nilai $|I_B| > \chi^2_{(\alpha;2n-3)}$ maka gagal tolak H_0 atau dapat disimpulkan bahwa terdapat variabel respon jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi mengikuti distribusi *bivariate poisson.*

4.2.2 Pengujian *Overdispersion* atau *Underdispersion*

Pada penelitian-penelitian yang telah dilakukan sebelumnya tidak dilakukan pengujian *overdispersion* atau *overdispersion* terlebih dahulu, sehingga hasil analisis dengan metode yang digunakan tidak cukup baik. Dikatakan *overdispersion* atau *overdispersion* apabila nilai variansnya lebih besar dari nilai rata-rata nya untuk setiap variabel respon. Berdasarkan data pada lampiran 1 berikut nilai *mean* dan varians dari jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

Tabel 4.1 *Mean* dan Varians Variabel Respon

Variabel	*Mean*	Varians
Jumlah Kematian Ibu	17,69	114,63
Jumlah Kematian Bayi	159,2	5595,3

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa varians dari masing-masing variabel respon memiliki nilai lebih besar dari nilai rata-rata atau *mean* nya. Sehingga dapat diindikasikan bahwa terjadi kasus *overdispersion* atau *overdispersion* pada data jumlah kematian

ibu serta jumlah kematian bayi. Pada penelitian ini, untuk memastikan terjadinya kasus *overdispersion* atau *overdispersion* dilakukan pengujian menggunakan uji *Lagrange Multiplier*. Hipotesis yang digunakan untuk uji *Lagrange Multiplier* pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

$H_0 : \theta = 0$ (Tidak terjadi *overdispersion* atau *underdispersion*)

$H_1 : \theta \neq 0$ (Terjadi *overdispersion* atau *underdispersion*)

Statistik uji yang digunakan dalam pengujian ini yaitu T_{LM} yang diperoleh dengan menggunakan persamaan (2.8). kemudian dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai T_{LM} dibandingkan dengan nilai $Z_{(0,05/2)}$ = 1,96. Tolak H0 apabila nilai dari $|T_{LM}| > Z_{\alpha/2}$. Apabila $T_{LM} > Z_{\alpha}$ maka terjadi kasus *overdispersion* sedangkan jika nilai $T_{LM} < Z_{\alpha}$ maka terjadi kasus *underdispersion.*

Pada penelitian ini dilakukan uji *Lagrange Multiplier* pada variabel respon. Pada variabel respon jumlah kematian ibu diperoleh hasil nilai T_{LM} sebesar 11464,7. Nilai ini lebih besar dari $Z_{(0,05/2)}$ = 1,96, sehingga dapat diketahui bahwa terdapat kasus *overdispersion* atau *overdispersion* dengan variabel respon jumlah kematian ibu. Selanjutnya pada variabel respon jumlah jumlah kematian bayi didapatkan nilai T_{LM} sebesar 248,844. Berdasarkan hasil tersebut dapat diketahui bahwa terdapat kasus *overdispersion* atau *overdispersion* dengan variabel respon jumlah kematian bayi. Diketahui bahwa kedua nilai T_{LM} memiliki nilai lebih dari $Z_{(0,05)}$ = 1,645, maka dapat disimpulkan bahwa terjadi kasus *overdispersion* pada data jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

4.2.3 Pengujian Korelasi Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi

Kriteria yang harus dipenuhi dalam melakukan analisis menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression* salah satunya yaitu antar variabel respon harus memiliki keterkaitan yang erat. Pengujian korelasi dalam penelitian ini digunakan untuk mengetahui adanya hubungan antara jumlah kematian ibu dengan jumlah kematian bayi, hal ini dapat diketahui dengan melihat nilai korelasi antar variabel respon tersebut. Berikut merupakan nilai korelasi antara jumlah kematian ibu dengan jumlah kematian bayi.

Tabel 4.2 Nilai Korelasi Antar Variabel Respon

	Jumlah Kematian Bayi	Jumlah Kematian Ibu
Jumlah Kematian Bayi	1	0,78520
Jumlah Kematian Ibu	0,78520	1

Tabel 4.2 menunjukkan bahwa nilai korelasi antar variabel atau nilai $r_{(y_1,y_2)}$ = 0,78520. Hubungan antar variabel respon dapat diketahui dengan menggunakan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : Tidak terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

H_1 : Terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

Statistik uji yang digunakan pada pengujian ini adalah.

$$t = \frac{r_{(y_1,y_2)}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-(r_{(y_1,y_2)})^2}}$$

$$= \frac{0,78520\sqrt{35-2}}{\sqrt{1-(0,78520)^2}} = 7,284113$$

Berdasarkan pada hasil tersebut dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai t_{hitung} dibandingkan dengan $t_{(0.025,33)}$ = 2.034515. Berdasarkan pada hasil tersebut menunjuk-kan bahwa nilai $|t_{hitung}| > t_{(0.05/2,33)}$ maka tolak H_0 atau dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan antara jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

4.2.4 Pemeriksaan Multikolinieritas

Kriteria selanjutnya yang harus dipenuhi dalam penggunaan *Bivariate Generalized Poisson Regression* adalah tidak adanya kasus multikolinieritas atau antar variabel prediktor tidak boleh memiliki keterkaitan erat. Pemeriksaan multikolinieritas pada penelitian ini menggunakan nilai koefisien korelasi Pearson dan nilai *Variance Inflation Factors* (VIF). Berikut merupakan nilai korelasi antar variabel prediktor.

Tabel 4.3 Nilai Korelasi Antar Variabel Prediktor

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	1	0,3195	-0,07489	0,16993	0,01809
X_2	0,3195	1	-0,13691	0,21493	0,60538
X_3	-0,07489	-0,13691	1	-0,21996	-0,35866
X_4	0,16993	0,21493	-0,21996	1	0,34615
X_5	0,01809	0,60538	-0,35866	0,34615	1

Tabel 4.3 menunjukkan korelasi antar variabel prediktor, korelasi paling tinggi yaitu terdapat pada variabel X_2 dan X_5 hal ini berarti antara persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 memiliki keterkaitan erat. Nilai korelasi paling rendah terdapat pada variabel X_4 dan X_5, sehingga hal ini berarti tidak terdapat keterkaitan erat antara persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4. Berdasarkan hasil tersebut tidak terdapat nilai korelasi yang cukup besar atau lebih dari ± 0.95 antar variabel prediktor, sehingga dengan menggunakan nilai korelasi Pearson tidak terdeteksi adanya kasus multikolinieritas.

Tabel 4.4 Nilai VIF Setiap Variabel

Variabel Respon	Variabel Prediktor	R-Square	VIF
X_1	X_2,X_3,X_4,X_5	0,190	1,234568
X_2	X_1,X_3,X_4,X_5	0,475	1,904762
X_3	X_1,X_2,X_4,X_5	0,159	1,189061
X_4	X_1,X_2,X_3,X_5	0,157	1,18624
X_5	X_1,X_2,X_3,X_4	0,518	2,074689

Berdasarkan rumus pada persamaan (2.52) didapatkan nilai VIF untuk masing-masing variabel prediktor. Tabel 4.4 menunjukkan bahwa tidak terdapat nilai VIF yang lebih dari 10 untuk setiap variabel penelitian yang digunakan, sehingga tidak terdapat kasus multikolinieritas antar variabel prediktor. Oleh karena itu dapat dilanjutkan pada analisis selanjutnya yaitu pemodelan *Generalized Poisson Regression* dan *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

4.3 Model *Generalized Poisson Regression*

Model *Generalized Poisson Regression* merupakan suatu model yang sesuai diterapkan pada data *count* serta terjadi over/under dispersi akan tetapi metode ini baik digunakan terkhusus untuk data dengan kasus *underdispersion*. Sebelum dilakukan analisis secara bivariat dilakukan analisis secara univariat terlebih dahulu. Pengujian parameter secara serentak dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat minimal satu variabel yang berpengaruh terhadap model yang dihasilkan.

Hipotesis yang digunakan untuk pengujian parameter secara serentak pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \ldots = \beta_{j5} = 0; j = 1,2$

H_1 : Paling sedikit ada satu α_j , $\beta_{jl} \neq 0; j = 1,2$ dan $l = 1, 2,\ldots,5$

Berdasarkan hasil pemodelan diperoleh nilai devians untuk jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi masing-masing sebesar 245.7 dan 398.4 dengan menggunakan tingkat signifikansi 5% didapatkan $\chi^2_{(5;0.05)} = 11.07$. Karena nilai devians lebih besar dari $\chi^2_{(5;0.05)}$ maka diperoleh keputusan tolak H_0. Sehingga dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon jumlah kemataian ibu serta jumlah kematian bayi.

Tabel 4.5 Estimasi Parameter Model *Generalized Poisson Regression.*

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)		Jumlah Kematian Bayi (μ_2)	
	Estimasi	SE	Estimasi	SE
β_0	12.2378	6.0698	15.5559	6.61180
β_1	-0.1140	0.05511	-0.09448	0.05939
β_2	0.07036	0.03641	0.05341	0.03221
β_3	-0.00296	0.003867	-0.00373	0.004182
β_4	-0.02612	0.01037	-0.01564	0.00968
β_5	-0.02431	0.04129	-0.04769	0.03886

Tabel 4.5 menunjukkan nilai estimasi parameter dari jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter *Generalized Poisson Regression* untuk jumlah kematian ibu adalah sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}_1)=12.2378\text{-}0{,}114X_1+0{,}07036X_2\text{-}0.00296X_3\text{-}0{,}02612X_4\text{-}0.02431X_5$$

$$\hat{\mu}_1=\exp(12.2378\text{-}0{,}114X_1+0{,}07036X_2\text{-}0.00296X_3\text{-}0{,}02612X_4\text{-}0.02431X_5)$$

Pada hasil model jumlah kematian ibu menunjukkan bahwa apabila persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,114) = 0,892258 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal ini juga berarti untuk variabel persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4. Apabila persentase komplikasi kebidanan yang ditangani meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,00296) = 0,997044 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Apabila persentase rumah tangga ber-PHBS meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,02612) = 0,974218 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Selanjutnya apabila persentase ibu hamil melaksanakan program K4 meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,02431) = 0,975983 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model.

Terdapat hal yang berkebalikan dengan teori kesehatan pada variabel persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3. Apabila persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 meningkat sebesar 1% maka rata-rata kematian ibu akan naik sebesar exp(-0,07036) = 1,072894 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal tersebut menunjukkan bahwa semakin tinggi persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 dapat meningkatkan kematian ibu di Provinsi Jawa Tengah sementara dalam teori kesehatan pemberian tablet Fe3 merupakan upaya untuk menurunkan jumlah kematian ibu karena kasus anemia.

Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter *Generalized Poisson Regression* untuk jumlah kematian bayi adalah sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}_2)=15.5559\text{-}0{,}09448X_1+0.05341X_2\text{-}0.00373X_3\text{-}0.01564X_4\text{-}0.04769X_5$$

$$\hat{\mu}_2=\exp(15.5559\text{-}0{,}09448X_1+0.05341X_2\text{-}0.00373X_3\text{-}0.01564X_4\text{-}0.04769X_5)$$

Pada hasil model jumlah kematian bayi menunjukkan bahwa apabila persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,09448) = 0,909846 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal ini juga berarti untuk variabel persentase komplikasi kebidanan yang ditangani , persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4. Apabila persentase komplikasi kebidanan yang ditangani meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,00373) = 0,996277 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Kemudian apabila persentase rumah tangga ber-PHBS meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,01564) = 0,984482 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Selanjutnya apabila persentase ibu hamil melaksanakan program K4 meningkat sebesar 1% maka rata-rata kematian bayi akan turun sebesar exp(-0,04769) = 0,953429 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model.

Terdapat hal yang berkebalikan dengan teori kesehatan pada variabel persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3. Apabila persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 meningkat sebesar 1% maka rata-rata kematian bayi akan naik sebesar exp(-0,07036) = 1,072894 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal tersebut menunjukkan bahwa semakin tinggi persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 dapat meningkatkan kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah sehingga berkebalikan dengan teori kesehatan.

Setelah model *Generalized Poisson Regression* diperoleh, selanjutnya dilakukan pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui variabel prediktor mana yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Hipotesis yang digunakan untuk melakukan uji parsial pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

$H_0 : \beta_{jl} = 0$

$H_1 : \beta_{jl} \neq 0$; j = 1,2 dengan l = 1, 2,…,5.

Pengujian ini menggunakan statistik uji t yang merupakan nilai estimasi dibagi dengan standar errornya. Kemudian dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai t_{hitung} dibandingkan dengan nilai $t_{(0,05/2;n-1)}$=2,34505 dan tolak H_0 apabila nilai dari $|t_{hitung}| > t_{(0,025;34)}$. Berikut merupakan hasil pengujian parsial dari *Generalized Poisson Regression.*

Tabel 4.6 Nilai t_{hitung} Model *Generalized Poisson Regression*

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)	Jumlah Kematian Bayi (μ_2)
β_0	2.02	2.35
β_1	-2.07	-1.59
β_2	1.93	1.66
β_3	-0.77	-0.89
β_4	-2.52	-1.62
β_5	-0.59	-1.23

Tabel 4.6 menunjukkan bahwa untuk model jumlah kematian ibu variabel persentase rumah tangga ber-PHBS berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu dengan nilai

$|t_{hitung}|$ lebih dari 2,34505 yaitu 2,52. Untuk model jumlah kematian bayi parameter yang signifikan adalah parameter β_0 dengan nilai $|t_{hitung}|$ sebesar 2,35 akan tetapi tidak terdapat satupun variabel prediktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian bayi dengan menggunakan model *Generalized Poisson Regression*.

4.4 Model *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Model *Bivariate Generalized Poisson Regression* merupakan suatu model yang sesuai diterapkan pada sepasang data *count* yang saling berkorelasi serta terjadi pelanggaran asumsi rata-rata sampel sama dengan ragam sampel pada distribusi *Poisson* dengan kata lain jika terjadi over/under dispersi. Sehingga selain μ dalam *Genaralized Poisson* terdapat juga α sebagai parameter dispersi. Pengujian parameter secara serentak dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat minimal satu variabel yang berpengaruh terhadap model yang dihasilkan. Hipotesis yang digunakan untuk pengujian parameter secara serentak pada penelitian ini adalah sebagai berikut dengan hasil pengolahan data pada lampiran 6.

Hipotesis :

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \beta_{j1} = \beta_{j2} = \ldots = \beta_{j5} = 0; j = 1,2$

H_1 : Paling sedikit ada satu α_j , $\beta_{jl} \neq 0; j = 1,2$ dan $l = 1, 2,\ldots,5$

Berdasarkan hasil pemodelan diperoleh nilai devians sebesar 6664 dengan menggunakan tingkat signifikansi 5% didapatkan $\chi^2_{(10;0.05)} = 18,307$. Karena nilai devians lebih besar dari $\chi^2_{(10;0.05)}$ maka diperoleh keputusan tolak H_0. Sehingga dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Tabel 4.7 Estimasi Parameter Model *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)		Jumlah Kematian Bayi (μ_2)	
	Estimasi	SE	Estimasi	SE
β_0	10,578353	0,460257	12,154957	0,176342
β_1	-0,120823	0,003986	-0,157507	0,001661
β_2	0,063520	0,003206	0,032192	0,001405

Tabel 4.7 Estimasi Parameter Model *Bivariate Generalized Poisson Regression* (lanjutan)

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)		Jumlah Kematian Bayi (μ_2)	
	Estimasi	SE	Estimasi	SE
β_3	0,004411	0,000319	0,012302	0,000111
β_4	-0,008226	0,000861	-0,054510	0,000151
β_5	0,018592	0,003866	0,115801	0,000902

Tabel 4.7 menunjukkan nilai estimasi parameter dari jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Estimasi parameter α_1 dan α_2 untuk jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi berturut-turut yaitu 1,071 dan 1,3708. Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression* untuk jumlah kematian ibu adalah sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}_1)=10{,}578353-0{,}120823X_1+0{,}06352X_2+0{,}004411X_3-0{,}008226X_4+0{,}018592X_5$$

$$\hat{\mu}_1=\exp(10{,}578353-0{,}120823X_1+0{,}06352X_2+0{,}004411X_3-0{,}008226X_4+0{,}018592X_5)$$

Pada hasil model jumlah kematian ibu menunjukkan bahwa apabila persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,120823) = 0,886191 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal ini juga berarti untuk variabel persentase rumah tangga ber-PHBS. Apabila persentase rumah tangga ber-PHBS meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,008226) = 0,991808 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model.

Terdapat hal yang berkebalikan dengan teori kesehatan pada variabel persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4. Apabila persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 meningkat sebesar 1% maka akan meningkatkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,06352) = 1,065581 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Apabila persentase komplikasi kebidanan yang ditangani meningkat sebesar 1% maka akan meningkatkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(0,004411) = 1,004421 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Apabila persentase ibu hamil melaksanakan program K4 meningkat sebesar 1% maka akan meningkatkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(0,018592) = 1,018766 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Ketiga hal tersebut menunjukkan bahwa semakin tinggi persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 dapat meningkatkan kematian ibu di Provinsi Jawa Tengah. Hal tersebut berkebalikan dengan teori kesehatan karena ketiga variabel tersebut merupakan salah satu upaya untuk menurunkan jumlah kematian ibu.

Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression* untuk jumlah kematian bayi adalah sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}_2) = 12{,}154957 - 0{,}157507X_1 + 0{,}032192X_2 + 0{,}012302X_3 - 0{,}05451X_4 + 0{,}115801X_5$$

$$\hat{\mu}_2 = \exp(12{,}154957 - 0{,}157507X_1 + 0{,}032192X_2 + 0{,}012302X_3 - 0{,}05451X_4 + 0{,}115801X_5)$$

Pada hasil model jumlah kematian bayi menunjukkan bahwa apabila persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,157507) = 0,854271 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal ini juga berarti untuk variabel persentase rumah tangga ber-PHBS. Apabila persentase rumah tangga ber-PHBS meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,05451) = 0,946949 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model.

Terdapat hal yang berkebalikan dengan teori kesehatan pada variabel persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4. Apabila persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3 meningkat sebesar 1% maka rata-rata kematian bayi akan naik sebesar exp(0,032192) = 1,032716 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Apabila persentase komplikasi kebidanan yang ditangani meningkat sebesar 1% maka akan menaikkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(0,012302) = 1,012378 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Apabila persentase ibu hamil melaksanakan program K4 meningkat sebesar 1% maka rata-rata kematian bayi akan naik sebesar exp(0,115801) = 1,122772 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Ketiga hal tersebut menunjukkan bahwa semakin tinggi persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 dapat meningkatkan kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah sehingga ketiga variabel tersebut berkebalikan dengan teori kesehatan.

Setelah model Bivariate Generalized Poisson Regression diperoleh, selanjutnya dilakukan pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui variabel prediktor mana yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Hipotesis yang digunakan untuk melakukan uji parsial pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

$H_0 : \alpha_j = 0$

$H_1 : \alpha_j \neq 0; j = 1,2$

Pengujian ini menggunakan statistik uji Z yang merupakan nilai estimasi dibagi dengan standar errornya. Kemudian dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai Z dibandingkan dengan nilai $Z_{(0.05/2)}$=1,96 dan tolak H_0 apabila nilai dari $|Z| > Z_{(\alpha/2)}$. Berikut merupakan hasil pengujian parsial dari *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Tabel 4.8 Nilai Z_{hitung} Parameter Dispersi

Parameter	Nilai Z_{hitung}
α_1	41,129
α_2	3,321

Berdasarkan pada Tabel 4.8 menunjukkan bahwa untuk parameter alfa, masing-masing memiliki nilai |Z| lebih dari $Z_{(0.05/2)}$=1,96. Maka dapat disimpulkan bahwa ketiga parameter alfa berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

Hipotesis yang digunakan untuk melakukan uji parsial untuk parameter kedua yaitu beta pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

$H_0 : \beta_{jl} = 0$

$H_1 : \beta_{jl} \neq 0$; j = 1,2 dengan l = 1, 2,…,5.

Pengujian ini menggunakan statistik uji yang sama yaitu Z yang merupakan nilai estimasi dibagi dengan standar errornya. Kemudian dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai Z dibandingkan dengan nilai $Z_{(0,05/2)}$=1,96 dan tolak H_0 apabila nilai dari $|Z| > Z_{(\alpha/2)}$. Berikut merupakan hasil pengujian parsial dari *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Tabel 4.9 Nilai Z_{hitung} Model *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)	Jumlah Kematian Bayi (μ_2)
β_0	68,928	22,984
β_1	-94,822	-30,309
β_2	22,912	19,81
β_3	111,3	13,811
β_4	-362,272	-9,559
β_5	128,447	4,809

Tabel 4.9 menunjukkan bahwa untuk model jumlah kematian ibu semua variabel prediktornya memiliki nilai |Z| yang lebih besar dari 1,96 sehingga dapat dijelaskan bahwa variabel persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang

ditangani, persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian bayi. Untuk model jumlah kematian bayi memiliki hasil yang sama yaitu untuk semua variabel prediktor yaitu persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 memiliki nilai |Z| yang lebih besar dari 1,96 sehingga dapat dijelaskan bahwa variabel prediktor juga berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian bayi.

4.5 Pemilihan Model Terbaik

Berdasarkan hasil analisis yang dilakukan dengan menggunakan *Generalized Poisson Regression* dan *Bivariate Generalized Poisson Regression* menunjukkan bahwa model yang dihasilkan dengan menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression* memberikan hasil yang lebih baik karena metode ini dapat diterapkan untuk data dengan kondisi overdispersi maupun underdispersi. Model *Bivariate Generalized Poisson Regression* mampu memberikan hasil dari faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan baik. Sehingga untuk mendapatkan model terbaik yang dapat diterapkan pada kasus jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah dilakukan dengan melakukan pembandingan nilai AIC dari seluruh model yang mungkin terjadi pada model *Bivariate Generalized Poisson Regression* dimana model dengan nilai AIC terkecil merupakan model yang terbaik. Berikut merupakan nilai AIC dari masing-masing kemungkinan model *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Tabel 4.10 Kriteria Kebaikan Model

Variabel Prediktor Model	Nilai AIC
X_3	158357
$X_{1,}X_3$,	34742
$X_{1,}X_3,X_4$	3910

Tabel 4.10 Kriteria Kebaikan Model (lanjutan)

Variabel Prediktor Model	Nilai AIC
X_1, X_3, X_4, X_5	239771
X_1, X_2, X_3, X_4, X_5	13359

Tabel 4.10 menunjukkan nilai AIC dari masing-masing model yang mungkin untuk *Bivariate Generalized Poisson Regression* berdasarkan pemilihan variabel prediktor yang digunakan. Berdasarkan pada hasil tersebut dapat dilihat bahwa nilai AIC terkecil diperoleh dari model *Bivariate Generalized Poisson Regression* dengan tiga variabel prediktor yaitu sebesar 3910 dimana ketiga variabel prediktor tersebut diantaranya persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani serta persentase rumah tangga ber-PHBS.

4.5.1 Model *Bivariate Generalized Poisson Regression* Terbaik

Model terbaik diperoleh berdasarkan kriteria kebaikan model yang digunakan yaitu AIC sehingga model yang terpilih yaitu model *Bivariate Generalized Poisson Regression* dengan tiga variabel prediktor karena memiliki nilai AIC terkecil. Selanjutnya akan dilakukan pengujian parameter pada model terbaik yang terpilih. Pengujian parameter secara serentak dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat minimal satu variabel yang berpengaruh terhadap model yang dihasilkan. Hipotesis yang digunakan untuk pengujian parameter secara serentak pada model dengan nilai AIC terkecil adalah sebagai berikut.

H_0 : $\alpha_1 = \alpha_2 = \beta_{j1} = \beta_{j3} = \beta_{j4} = 0$; $j = 1,2$

H_1 : Paling sedikit ada satu α_j , $\beta_{jl} \neq 0$; $j = 1,2$ dan $l = 1, 3, 4$.

Berdasarkan hasil pemodelan diperoleh nilai devians sebesar 1935 dengan menggunakan tingkat signifikansi 5% didapatkan $\chi^2_{(6;0.05)} = 12,59159$. Karena nilai devians lebih besar dari $\chi^2_{(6;0.05)}$ maka diperoleh keputusan tolak H_0. Sehingga dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Tabel 4.11 Estimasi Parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)		Jumlah Kematian Bayi (μ_2)	
	Estimasi	SE	Estimasi	SE
β_0	12,1	2,087733	10,99	0,023474
β_1	-0,076030	0,022984	-0,0403	0,00104
β_3	-0,000364	0,001628	0,01134	0,000214
β_4	-0,020090	0,005543	-0,005421	0,000327

Tabel 4.11 menunjukkan nilai estimasi parameter dari jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Estimasi parameter α_1 dan α_2 untuk jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi berturut-turut yaitu 1 dan 1. Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression* untuk jumlah kematian ibu adalah sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}_1)=12{,}1\text{-}0{,}076030X_1\text{-}0{,}000364X_3\text{-}0{,}020090X_4$$

$$\hat{\mu}_1 = \exp(12{,}1\text{-}0{,}076030X_1\text{-}0{,}000364X_3\text{-}0{,}020090X_4)$$

Pada hasil model jumlah kematian ibu menunjukkan bahwa apabila persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,076030) = 0,926788 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal ini juga berarti untuk variabel persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase rumah tangga ber-PHBS. Apabila persentase komplikasi kebidanan yang ditangani meningkat sebesar 1% maka rata-rata kematian ibu akan turun sebesar exp(-0,000364) = 0,999636 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Selanjutnya apabila persentase rumah tangga ber-PHBS meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian ibu sebesar exp(-0,020090) = 0,98011 kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model.

Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter *Bivariate Generalized Poisson Regression* untuk jumlah kematian bayi adalah sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}_2)=10,99-0,040300X_1+0,011340X_3-0,005421X_4$$

$$\hat{\mu}_2 = \exp(10,99-0,040300X_1+0,011340X_3-0,005421X_4)$$

Pada hasil model jumlah kematian bayi menunjukkan bahwa apabila persentase persalinan oleh tenaga kesehatan meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,040300) = 0,960501 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Hal ini juga berarti untuk variabel persentase rumah tangga ber-PHBS. Apabila persentase rumah tangga ber-PHBS meningkat sebesar 1% maka akan menurunkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(-0,005421) = 0,995494 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Terdapat hal yang berkebalikan dengan teori kesehatan pada variabel persentase komplikasi kebidanan yang ditangani. Apabila persentase komplikasi kebidanan yang ditangani meningkat sebesar 1% maka akan meningkatkan rata-rata kematian bayi sebesar exp(0,011340) = 1,011405 kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula apabila variabel-variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Berdasarkan pada teori kesehatan komplikasi kebidanan yang ditangani merupakan salah satu upaya menurunkan resiko kematian pada ibu dan bayi, akan tetapi untuk kasus-kasus tertentu komplikasi kebidanan yang ditangani juga mampu meningkatkan resiko kematian pada ibu maupun bayi apabila komplikasi yang terjadi berada diluar kemampuan bidan, minimnya peralatan standar yang dimiliki bidan juga merupakan salah satu faktor penyebabnya.

4.5.2 Faktor yang Berpengaruh Secara Signifikan pada Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi

Setelah model *Bivariate Generalized Poisson Regression* terbaik diperoleh, selanjutnya dilakukan pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui variabel prediktor mana yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Hipotesis yang digunakan untuk melakukan uji parsial pada model terbaik yang terpilih adalah sebagai berikut.

$H_0 : \alpha_j = 0;$
$H_1 : \alpha_j \neq 0; j = 1,2$

Pengujian ini menggunakan statistik uji Z yang merupakan nilai estimasi dibagi dengan standar errornya. Kemudian dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai Z dibandingkan dengan nilai $Z_{(0.05/2)}$=1,96 dan tolak H_0 apabila nilai dari $|Z| > Z_{(\alpha/2)}$. Berikut merupakan hasil pengujian parsial dari *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Tabel 4.12 Nilai Z_{hitung} Parameter Dispersi

Parameter	Nilai Z_{hitung}
α_1	4,9383
α_2	69,1848

Berdasarkan pada Tabel 4.12 menunjukkan bahwa untuk parameter alfa, masing-masing memiliki nilai |Z| lebih dari $Z_{(0.05/2)}$=1,96. Maka dapat disimpulkan bahwa ketiga parameter alfa berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi. Hipotesis yang digunakan untuk melakukan uji parsial untuk parameter kedua yaitu beta pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

$H_0 : \beta_{jl} = 0$
$H_1 : \beta_{jl} \neq 0; j = 1,2$ dengan $l = 1, 3, 4$.

Pengujian ini menggunakan statistik uji yang sama yaitu Z yang merupakan nilai estimasi dibagi dengan standar errornya. Kemudian dengan menggunakan taraf signifikansi 5% nilai Z dibandingkan dengan nilai $Z_{(0.05/2)}$=1,96 dan tolak H_0 apabila nilai dari $|Z| > Z_{(\alpha/2)}$. Berikut merupakan hasil pengujian parsial dari *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Tabel 4.13 Nilai Z_{hitung} Model *Bivariate Generalized Poisson Regression*

Parameter	Jumlah Kematian Ibu (μ_1)	Jumlah Kematian Bayi (μ_2)
β_0	5,7978	468,1128
β_1	-3,3081	-38,7354
β_3	-0,2235	53,0632
β_4	-3,6235	-16,599

Tabel 4.13 menunjukkan bahwa untuk model jumlah kematian ibu variabel persentase persalinan oleh tenaga kesehatan dan persentase rumah tangga ber-PHBS memiliki nilai |Z| yang lebih besar dari 1,96 sehingga dapat disimpulkan bahwa kedua variabel tersebut berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu. Akan tetapi untuk variabel persentase komplikasi kebidanan yang ditangani memiliki nilai |Z| yang lebih kecil dari 1,96 yaitu 0,2235 sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel persentase komplikasi kebidanan yang ditangani tidak berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu. Untuk model jumlah kematian bayi semua variabel prediktor yaitu persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase rumah tangga ber-PHBS memiliki nilai |Z| yang lebih besar dari 1,96 sehingga dapat dijelaskan bahwa seluruh variabel prediktor berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian bayi.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V
KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis yang telah dijelaskan pada BAB IV, didapatkan beberapa kesimpulan sebagai berikut.

1. Terdapat 619 kasus kematian ibu dan 5571 kasus kematian bayi yang terjadi di Provinsi Jawa Tengah. Jumlah kematian ibu tertinggi yaitu sebanyak 52 jiwa tedapat di Kabupaten Brebes sedangkan terendah yaitu sebanyak 3 jiwa terdapat di Kota Magelang dan Kabupaten Temanggung. Jumlah kematian bayi tertinggi sebanyak 384 jiwa terjadi di Kabupaten Grobogan sedangkan terendah sebanyak 25 jiwa terjadi di Kota Magelang. Berdasarkan hasil analisis pada kelima variabel prediktor, variabel yang perlu diperhatikan khusus adalah persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat. Hal ini disebabkan karena masih terdapat 5 Kabupaten di Provinsi Jawa Tengah diantaranya adalah Kabupaten Brebes, Kendal, Magelang, Semarang dan Kudus yang berada pada kelompok rendah pada persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat yaitu berkisar antara 55.9-66.4 persen. Hal ini menunjukkan bahwa kurangnya kesadaran masyarakat untuk memperhatikan kebersihan dan kesehatan masih cukup rendah sehingga meningkatkan resiko masyarakat untuk terkena ancaman penyakit yang dikhawatirkan dapat mengganggu kesehatan ibu hamil serta janin sehingga dapat meningkatkan resiko kematian ibu dan kematian bayi.
2. Model terbaik yang diperoleh merupakan model *Bivariate Generalized Poisson Regression* dengan menggunakan tiga variabel prediktor yaitu persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani serta persentase rumah tangga ber-PHBS. Nilai AIC yang dihasilkan dengan menggunakan tiga variabel tersebut adalah sebesar 3910 dan variabel yang berpengaruh secara

signifikan untuk model jumlah kematian ibu yaitu variabel persentase persalinan oleh tenaga kesehatan dan persentase rumah tangga ber-PHBS. Untuk model jumlah kematian bayi semua variabel prediktor yaitu persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani dan persentase rumah tangga ber-PHBS berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian bayi.

5.2 Saran

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, saran yang dapat diberikan kepada pihak Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah yang pertama yaitu mengadakan kegiatan sosialisasi khususnya terkait pentingnya berperilaku hidup bersih dan sehat karena berdasarkan pada hasil deskripsi variabel prediktor menunjukkan bahwa masih terdapat beberapa kabupaten di Provinsi Jawa Tengah yang memiliki persentase yang rendah untuk variabel tersebut. Selain melakukan kegiatan sosialisasi terkait berperilaku hidup bersih dan sehat, Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah dapat bekerja sama dengan puskesmas, bidan maupun rumah sakit di wilayah tersebut untuk menghimbau masyarakat agar melaksanakan program K4 dimana dalam program tersebut telah dilengkapi dengan berbagai *medical check u*p yang sangat penting untuk memantau kesehatan ibu dan janin didalam kandungannya. Hal ini penting untuk dilakukan karena berdasarkan hasil analisis menunjukkan bahwa persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase ibu hamil melaksanakan program K4 berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

Pada penelitian ini terjadi perbedaan pola hubungan antara hasil analisis dengan teori kesehatan. Sehingga untuk penelitian selanjutnya mengenai jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Tengah, saran yang direkomendasikan yaitu sebaiknya peneliti melakukan analisis terlebih dahulu mengenai pola hubungan dari variabel yang digunakan sehingga dapat memenuhi konsep dari teori kesehatan dan memberikan hasil analisis yang lebih baik. Selain itu, untuk penelitian selanjutnya dapat memperhatikan faktor-faktor lain yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dikarenakan berdasarkan hasil model yang diperoleh dalam penelitian ini terdapat variabel yang tidak sesuai dengan teori kesehatan.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis*. John Wiley and Sons.Inc: New York.

Akaike, H. (1978). *A Bayesian Analysis of The Minimum AIC Procedure*. Annals of the Institute of Atatistical Mathematics, Part A Hal. 194 . Diakses pada : http://www.ism.ac.jp/editsec/aism-/pdf/ Tanggal Akses : 14 Agustus 2016.

Arkandi, I. (2015). *Analisis Faktor Risiko Kematian Ibu dan Kematian Bayi dengan Pendekatan Regresi Poisson Bivariat di Provinsi Jawa Timur Tahun 2013*. Tugas Akhir. Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Barus, B. & Wiradisastra U.S. (2000). *Sistem Informasi Geografi; Sarana Manajemen Sumberdaya*. Bogor : Laboratorium Pengindraan Jauh dan Kartografi Jurusan Tanah Fakultas Pertanian IPB.

Best, D. J. (1999). *Test of fit and other nonparametric data analysis*. Thesis. University of Wollongong.

Chang K. (2002). *Introduction To Geographic Information System*. Ed-ke 1. New York: McGraw-Hill Book Company.

Cameron, A.C & Trivedi, P.K. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambrige University Press. USA.

Departemen Kesehatan R.I. (2007). *Materi Ajar Penurunan Kematian Ibu dan Bayi Baru Lahir*. Jakarta: Depkes R.I.

Dinas Kesehatan. (2015). *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah Tahun 2015*. Semarang : Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah. www.*dinkesjatengprov.go.id*. Tanggal akses : 14 Agustus 2016.

Drapper, N. & Smith, H. (1992). *Analisis Regresi Terapan*. Jakarta : Gramedia.

Famoye, F., Wulu, J.T. & Singh, K.P. (2004). *On The Generalized Poisson Regression Model With an Application to Accident Data*. Journal of Data Science 2, Hal. 287-295. http://www.sinica.edu/. Tanggal Akses: 14 Agustus 2016.

Gujarati, D. (1991). *Ekonometrika Dasar*. Terjemahan Sumarno Zain. Penerbit Erlangga: Jakarta.

Ismail, N. & Jemain, A. A. (2005). Generalized Poisson Regression : An Alternative for Risk Classification. Jurnal Teknologi University Teknologi Malaysia, Vol 43 Page 39-54. http://www.penerbit.utm.my/onlinejournal/. Tanggal Akses :14 Agustus 2016.

Jung, C. R. & Winkelmann, R. (1993). *Two Aspect of Labor Mobility : A Bivariate Poisson Regression Approach*. Journal Emprical Economics, Vol 18, 543-556.

Karlis, D & Ntzoufras, I. (2005). *Bivariate Poisson Regression Models in R*. Journal of Statistical Software, Vol 14 1-36.

Kawamura, K. (1973). *The Structure of Bivariate Poisson Distribution*. Kodai.Math. SEM.REP. 246-256.

Li, F. (2000). *Multicoliniearity*. Departemen of Statistics, Stockholm University, Hal. 1-10. http://people.su.se/. Tanggal Akses : 14 Agustus 2016.

Listiani, Y. (2010). *Pemodelan Regresi Generalized Poisson pada Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Angka Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2007*. Tugas Akhir. Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

McCarthy, J & Maine, D. *A Framework for Analyzing the Determinants of Maternal Mortality*. Studies in Family Planing, Vol. 23, No.1(Jan-Feb.,1992), pp.23-33.

McClave, J. T., Benson, P.G., & Sincih, T. (2010). *Statistics for Bussines and Economics, 11th Edition. Pearson Education* Inc. Florida.

Sofro A., (2009). *Generalized Poisson Regression pada Pemodelan Data Klaim Resiko Sendiri : PT. Asuransi Tripakarta Surabaya.* Tesis. ITS (Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya).

Umami R.L. (2015). *Penaksiran Parameter dan Pengujian Hipotesis Regresi Bivariat Zero Inflated Poisson*. Tesis. Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Vernic, R. (1997). *On The Bivariate Generalized Poisson Distribution*. Astin Buletin, 27, pp 23-32. http://journal.cambrige.org/. Tanggal Akses : 19 Agustus 2016.

Walpole, R. E. (1995). Pengantar Statistika. Edisi ke- 3. Terjemahan Bambang Sumantri. PT. Gramedia Pustaka Utama. Jakarta.

Wardhani, D.K. (2016). *Pendugaan Parameter dan Pengujian Hipotesis Bivariate Generalized Poisson Regression*. Tesis. ITS.

Zamani, H., Faroughi P., & Ismail N. (2013). *Bivariate Generalized Poisson Regression Model : Applications on Health Care Data*. Spinger-Verlag Berlin Heidelberg.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

LAMPIRAN

Lampiran 1 Data Penelitian.

Kabupaten/Kota	Y_1	Y_2	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
Banjarnegara	209	17	98.65	84.1	120.8	67.35	85.80
Banyumas	243	29	98.09	89.3	122.8	79.73	89.37
Batang	169	13	99.9	94	135	80.08	93.08
Blora	169	15	99.91	97.8	116.6	78.3	97.77
Boyolali	127	21	94.21	89.9	131.4	81.47	92.03
Brebes	321	52	94.41	88.6	176.6	55.89	88.49
Cilacap	207	26	99.56	95.1	103.3	72.46	95.09
Demak	149	22	98.66	97	121.7	81.41	97.03
Grobogan	384	33	99.93	95.5	137.7	88.03	93.78
Jepara	134	11	100	93	97.7	75.84	94.56
Karanganyar	158	16	95.3	93.2	118.5	83.95	93.16
Kebumen	201	14	98.35	98.8	105.9	78.32	98.82
Kendal	160	23	100	90.9	108.7	59.87	93.27
Klaten	220	15	99.98	92.2	107.2	96.43	91.72
Kodya Magelang	25	3	100	92.7	141.7	95.93	92.41
Kodya Pekalongan	58	6	99.97	95	78	93.37	95.02
Kodya Salatiga	35	5	99.93	94.4	150.4	82.85	94.45
Kodya Semarang	229	35	97.53	97	64.6	90.94	97.46
Kodya Surakarta	80	5	95.03	80.9	98.5	94.71	96.29
Kodya Tegal	39	6	99.98	95.7	125.3	94.26	95.68
Kudus	152	18	94.7	94.4	87.5	62.28	94.37
Magelang	131	10	99.91	91.3	134	66.43	91.80
Pati	167	21	98.29	90.5	103	72.74	91.47
Pekalongan	126	22	98.38	95.1	152.7	76.21	95.11
Pemalang	201	32	96.73	91.9	111.1	74.18	90.25
Purbalingga	149	20	99.2	92.7	106.9	75.73	97.08

Lampiran 1 Data Penelitian (Lanjutan).

Kabupaten/Kota	Y_1	Y_2	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
Purworejo	105	7	98.57	89.9	146.7	76.86	88.71
Rembang	134	8	99.96	88.9	109.7	76.95	88.97
Semarang	158	17	99.85	87.3	117.8	64.42	90.31
Sragen	129	15	100	92.4	96.3	83.31	92.04
Sukoharjo	125	20	100	92.2	183.2	73.93	92.15
Tegal	263	33	95.04	89.3	124.9	77.73	96.95
Temanggung	184	3	94.9	90.4	159.5	79.23	90.75
Wonogiri	104	15	100	92.6	119.5	89.31	92.61
Wonosobo	126	11	99.77	90.4	123.1	76.49	89.64

Keterangan :

Y_1 : Jumlah Kematian Bayi
Y_2 : Jumlah Kematian Ibu
X_1 : Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan
X_2 : Persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3
X_3 : Persentase komplikasi kebidanan yang ditangani
X_4 : Persentase rumah tangga ber-PHBS
X_5 : Persentase ibu hamil melaksanakan program K4

Lampiran 2 *Output* Statistika Deskriptif

Descriptive Statistics: Y1, Y2

Variable	Mean	Variance
Y1	17.69	114.63
Y2	159.2	5595.3

Lampiran 3 *Output* Korelasi Variabel Respon.

```
MTB > Correlation  'Y1' 'Y2'.
```

Correlations: Y1, Y2

```
Pearson correlation of Y1 and Y2 = 0.7852
P-Value = 0.000
```

Lampiran 4 *Output* Koefisien Determinasi.

Regression Analysis: X1 versus X2, X3, X4, X5

```
The regression equation is
X1 = 94.9 + 0.272 X2 - 0.0084 X3 + 0.0339 X4 - 0.249
X5

Predictor       Coef   SE Coef      T      P
Constant       94.92     11.66   8.14  0.000
X2            0.2722    0.1133   2.40  0.023
X3          -0.00843   0.01423  -0.59  0.558
X4           0.03387   0.03483   0.97  0.339
X5           -0.2495    0.1482  -1.68  0.103
S = 1.93210   R-Sq = 19.0%   R-Sq(adj) = 8.1%

Analysis of Variance
Source          DF       SS     MS     F      P
Regression       4   26.193  6.548  1.75  0.164
Residual Error  30  111.990  3.733
Total           34  138.183
```

Regression Analysis: X2 versus X1, X3, X4, X5

```
The regression equation is
X2 = - 40.1 + 0.592 X1 + 0.0165 X3 - 0.0151 X4 + 0.785
X5

Predictor       Coef   SE Coef      T      P
Constant      -40.08     29.94  -1.34  0.191
X1            0.5925    0.2467   2.40  0.023
X3           0.01652   0.02090   0.79  0.436
X4          -0.01511   0.05212  -0.29  0.774
X5            0.7853    0.1782   4.41  0.000
S = 2.85066   R-Sq = 47.5%   R-Sq(adj) = 40.5%

Analysis of Variance
Source          DF       SS      MS     F      P
Regression       4  220.599  55.150  6.79  0.001
Residual Error  30  243.788   8.126
Total           34  464.387
```

Lampiran 4 *Output* Koefisien Determinasi (Lanjutan).

Regression Analysis: X3 versus X1, X2, X4, X5

```
The regression equation is
X3 = 492 - 1.37 X1 + 1.23 X2 - 0.222 X4 - 3.57 X5

Predictor       Coef  SE Coef      T      P
Constant       491.8    250.9   1.96  0.059
X1            -1.372    2.316  -0.59  0.558
X2             1.235    1.562   0.79  0.436
X4           -0.2217   0.4494  -0.49  0.625
X5            -3.567    1.867  -1.91  0.066
S = 24.6471   R-Sq = 15.9%   R-Sq(adj) = 4.7%

Analysis of Variance
Source          DF       SS     MS     F      P
Regression       4   3450.9  862.7  1.42  0.251
Residual Error  30  18224.5  607.5
Total           34  21675.4
```

Regression Analysis: X4 versus X1, X2, X3, X5

```
The regression equation is
X4 = - 97 + 0.902 X1 - 0.185 X2 - 0.0363 X3 + 1.16 X5

Predictor        Coef  SE Coef      T      P
Constant        -96.9    106.4  -0.91  0.370
X1             0.9021   0.9278   0.97  0.339
X2            -0.1848   0.6378  -0.29  0.774
X3           -0.03629  0.07357  -0.49  0.625
X5             1.1636   0.7713   1.51  0.142
S = 9.97175   R-Sq = 15.7%   R-Sq(adj) = 4.5%

Analysis of Variance
Source          DF       SS      MS     F      P
Regression       4   556.55  139.14  1.40  0.258
Residual Error  30  2983.07   99.44
Total           34  3539.63
```

Lampiran 4 *Output* Koefisien Determinasi (Lanjutan).

Regression Analysis: X5 versus X1, X2, X3, X4

```
The regression equation is
X5 = 79.9 - 0.346 X1 + 0.500 X2 - 0.0304 X3 + 0.0606
X4

Predictor        Coef   SE Coef      T      P
Constant        79.94     19.81   4.04  0.000
X1            -0.3461    0.2055  -1.68  0.103
X2             0.5004    0.1136   4.41  0.000
X3           -0.03040   0.01592  -1.91  0.066
X4            0.06060   0.04017   1.51  0.142
S = 2.27563   R-Sq = 51.8%   R-Sq(adj) = 45.4%

Analysis of Variance
Source          DF       SS      MS     F      P
Regression       4  167.166  41.791  8.07  0.000
Residual Error  30  155.354   5.178
Total           34  322.520
```

Lampiran 5 Program R pada *Bivariate Generalized Poisson Regression*

```
GBP=function(data,alfa0)
{
library(pracma)
library(MASS)
options(digits=4)
data=data.frame((data))
maxit=1000
y1=as.matrix((data[,1]))
y2=as.matrix((data[,2]))
x=as.matrix((data[,-c(1,2)]))
f1=glm(formula=y1~x,family=poisson)
f2=glm(formula=y2~x,family=poisson)
n=nrow(data)
x=as.matrix(cbind(rep(1,n),(data[,-c(1,2)])))
p=ncol(x);pp=p
beta10=f1$coefficients
beta20=f2$coefficients
alfa1=summary(f1)$dispersion
alfa2=summary(f2)$dispersion
alfa=c(alfa0,alfa1,alfa2)
alfa=as.matrix(alfa)
miu0=cov(y1,y2)
rownames(alfa)<-c('alfa1','alfa2','alfa3')
start=as.matrix(c(beta10,beta20,miu0,alfa))
param=matrix(nrow=2*p+4,ncol=1)
param=start
Q=function(param)
{
be1=as.matrix(param[1:p])
miu1=exp((x)%*%be1)
```

Lampiran 5 Program R pada *Bivariate Generalized Poisson Regression* (lanjutan)

```
be2=as.matrix(param[(p+1):(2*p)])
miu2=exp(x%*%be2)
miu0=param[(2*p+1)]
alfa0=param[(2*p+2)];
alfa1=param[(2*p+3)]
alfa2=param[(2*p+4)]
A=matrix(nrow=n,ncol=1)
for(i in 1:n)
{
A1=log(miu0*miu1[i]*miu2[i])+((-(miu0+miu1[i]+miu2[i])-
(y1[i]*alfa1)-(y2[i]*alfa2)))
kk=min(y1[i],y2[i])
B4=matrix(ncol=1,nrow=kk+1)
for (k in 0:kk)
{
B1=(lfactorial(y1[i]-k))+log((factorial(y2[i]-k))*(factorial(k)))
B2=((y1[i]-k-1)*log(miu1[i]+(y1[i]-k)*alfa1))+((y2[i]-k-
1)*log(miu2[i]+(y2[i]-k)*alfa2))
B3=((k-1)*log(miu0+k*alfa0)+((k*(alfa1+alfa2-alfa0))))
B4[k+1]=(B2+B3)-B1
}
A[i]=A1+sum(B4)
}
Q=sum(A);#print(A)
return(Q)
}
fit=optim(start,Q,control=list(trace=1,fnscale=-
1,maxit=maxit,abstol=10^-10),method="BFGS",hessian=TRUE)
parameter=as.matrix(fit$par)
hes=fit$hessian
```

Lampiran 5 Program R pada *Bivariate Generalized Poisson Regression* (lanjutan)

```
inv=diag(pinv(-hes))
se=as.matrix(sqrt(abs(inv)))
z=parameter/se
con1=fit$convergence
if(con1==0) con='TRUE, iteration convergence' else
con='FALSE, iteration reach maximum limit'
pv=2*pnorm(abs(z),lower.tail=FALSE)
colnames(parameter)<-"Estimate"
colnames(se)<-"Std, Error"
colnames(z)<-"Z value"
colnames(pv)<-"P-value"
show=cbind(parameter,se,z,pv)
cat("Coefficients: ","\n")
print(show)
cat("Convergence",con,"\n")
write.csv(show,"d:/hasil estimasi parameter,csv")
#MLRT
x=as.matrix(rep(1,n));p=1
par0=parameter[-c((2:(pp)),((pp+2):(pp*2)))]
valuefit_h0=Q(par0)
G=2*((fit$value)-(valuefit_h0))
v=2*(ncol(data)-2)
pvalF=pchisq((G),v,lower.tail=FALSE)
cat("MLRT:","\n")
cat("D(beta)=",G,"\n")
aic=-2*(fit$value)+2*length(parameter)
cat("AIC=",aic,"\n")
list(z=z,parameter=parameter,konvergensi=con)
}
```

Lampiran 6 Hasil Program R pada *Bivariate Generalized Poisson Regression*

```
> GBP(data,48.0199)
Coefficients:
               Estimate    Std, Error    Z value      P-value
(Intercept)   12.154957    0.1763422     68.928       0.000
    xV3       -0.157507    0.0016611    -94.822       0.000
    xV4        0.032192    0.001405      22.912       0.000
    xV5        0.012302    0.0001105    111.300       0.000
    xV6       -0.05451     0.0001505   -362.272       0.000
    xV7        0.115801    0.0009015    128.447       0.000
(Intercept)   10.578353    0.4602566     22.984       0.000
    xV3       -0.120823    0.0039864    -30.309       0.000
    xV4        0.06352     0.0032064     19.810       0.000
    xV5        0.004411    0.0003194     13.811       0.000
    xV6       -0.008226    0.0008606     -9.559       0.000
    xV7        0.018592    0.0038663      4.809       0.000
             628.848393    0.0485482  12953.075       0.000
              47.718409    0.9660833     49.394       0.000
               1.071432    0.0260504     41.129       0.000
               1.370817    0.4128069      3.321       0.001
Convergence TRUE, iteration convergence
MLRT:
D(beta)= 6669
AIC= 13359
```

Lampiran 7 *Output* Nilai AIC dengan Variabel X_3

```
> GBP(data,48.0199)
converged
Coefficients:
```

	Estimate	Std Error	Z value	P-value
(Intercept)	7.856	0.020	385.000	0.000
x	0.000	0.000	0.523	0.601
(Intercept)	2.772	0.153	18.060	0.000
x	0.015	0.001	29.490	0.000
	628.800	0.047	13410.000	0.000
	45.570	0.939	48.540	0.000
	4.910	0.127	38.630	0.000
	3.578	0.258	13.870	0.000

```
Convergence TRUE, iteration convergence
MLRT:
D(beta)= 79164 AIC= 158357
```

Lampiran 8 *Output* Nilai AIC dengan Variabel $X_{1,}$ X_3

> GBP(data,48.0199)
converged
Coefficients:

	Estimate	Std, Error	Z value	P-value
(Intercept)	11.13874	0.121996	91.304	0.000
xV3	-0.06918	0.001267	-54.606	0.000
xV4	0.02871	0.000103	277.578	0.000
(Intercept)	11.9417	0.000363	32878.36	0.000
xV3	-0.05712	0.003663	-15.593	0.000
xV4	-0.02573	0.00269	-9.563	0.000
	628.8384	0.046584	13498.94	0.000
	45.16818	0.933658	48.378	0.000
	0.39397	0.03286	11.989	0.000
	3.1409	0.039892	78.736	0.000

Convergence TRUE, iteration convergence
MLRT:
D(beta)= 17349
AIC= 34742

Lampiran 9 *Output* Nilai AIC dengan Variabel X_1, X_3, dan X_4

> GBP(data,48.0199)

Coefficients:

	Estimate	Std, Error	Z value	P-value
(Intercept)	1.10E+01	0.0234735	468.1128	0.0000
xV3	-4.03E-02	0.0010404	-38.7354	0.0000
xV4	1.13E-02	0.0002137	53.0632	0.0000
xV5	-5.42E-03	0.0003266	-16.599	0.0000
(Intercept)	1.21E+01	2.0877298	5.7978	0.0000
xV3	-7.60E-02	0.0229838	-3.3081	0.0009
xV4	-3.64E-04	0.001628	-0.2235	0.8231
xV5	-2.01E-02	0.005543	-3.6235	0.0003
	6.29E+02	0.0487798	12891.608	0.0000
	4.80E+01	0.9699126	49.5095	0.0000
	1.00E+00	0.2025162	4.9383	0.0000
	1.00E+00	0.0144543	69.1848	0.0000

Convergence TRUE, iteration convergence

MLRT:

D(beta)= 1935

AIC= 3910

Lampiran 10 *Output* AIC dengan Variabel X_1 ,X_3, X_4,dan X_5

> GBP(data,48.0199)
Coefficients:

	Estimate	Std, Error	Z value	P-value
(Intercept)	11.439824	0.127467	89.75	0.000
xV3	-0.04871	0.001356	-35.93	0.000
xV4	0.004509	0.000277	16.3	0.000
xV5	-0.027893	0.000728	-38.3	0.000
xV6	0.024065	0.002349	10.25	0.000
(Intercept)	9.723117	0.774647	12.55	0.000
xV3	-0.469136	0.011063	-42.4	0.000
xV4	0.020766	0.000972	21.37	0.000
xV5	-0.044847	0.001646	-27.25	0.000
xV6	0.450067	0.014459	31.13	0.000
	628.838371	0.046591	13496.91	0.000
	45.173747	0.93373	48.38	0.000
	8.072668	0.069174	116.7	0.000
	4.360823	0.250208	17.43	0.000

Convergence TRUE, iteration convergence
MLRT: D(beta)= 119869 AIC= 239771

Lampiran 11 Surat Pernyataan Pengambilan Data

SURAT PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Jurusan Statistika FMIPA ITS:

Nama : Maudi Pramedia Putri
NRP : 1313100001

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir/~~Thesis~~ ini merupakan data sekunder yang diambil dari ~~penelitian/buku/Tugas Akhir/Thesis~~/publikasi lainnya yaitu:

Sumber : *www.dinkesjatengprov.go.id*
Keterangan : Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah Tahun 2015

Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Mengetahui,

Pembimbing Tugas Akhir	Surabaya, Januari 2017
(Dr. Purhadi, M.Sc)	(Maudi Pramedia Putri)
NIP. 19620204 198701 1 001	NRP. 1313100001

Lampiran 12 Syntax SAS *Generalized Poisson Regression*

```
data GPR;
input y x1 x2 x3 x4 x5;
datalines;
 126    99.77   90.4   123.1   76.49   89.64
 104    100     92.6   119.5   89.31   92.61
 ...    ...     ...    ...     ...     ...
 169    99.9    94     135     80.08   93.08
 243    98.09   89.3   122.8   79.73   89.37
 209    98.65   84.1   120.8   67.35   85.8
run;
/*generalized poisson regression model*/
title 'Model GPR';
proc nlmixed data=GPR start hess tech=newrap maxiter=500
maxfunc=5000;
parms a0=0 a1=0 a2=0 a3=0 a4=0 a5=0 teta=0;
lambda=exp(a0+a1*x1+a2*x2+a3*x3+a4*x4+a5*x5);
ll=y*log(lambda/(1+teta*lambda))+(y-1)*log(1+teta*y)-
lambda*(1+teta*y)/(1+teta*lambda)-lgamma(y+1);
model y~general(ll);
run;
```

Lampiran 13 Output SAS GPR Variabel Jumlah Kematian Ibu

Fit Statistics

-2 Log Likelihood	245.7
AIC (smaller is better)	259.7
AICC (smaller is better)	263.8
BIC (smaller is better)	270.6

Parameter Estimates

Parameter	Estimate	Std. Error	t Value	Pr > |t|
a0	12.2378	6.0698	2.02	0.0515
a1	-0.114	0.05511	-2.07	0.0461
a2	0.07036	0.03641	1.93	0.0614
a3	-0.00296	0.003867	-0.77	0.4487
a4	-0.02612	0.01037	-2.52	0.0165
a5	-0.02431	0.04129	-0.59	0.5598
teta	0.06673	0.01623	4.11	0.0002

Lampiran 14 Output SAS GPR Variabel Jumlah Kematian Bayi

Fit Statistics

-2 Log Likelihood	398.4
AIC (smaller is better)	412.4
AICC (smaller is better)	416.5
BIC (smaller is better)	423.3

Parameter Estimates

Parameter	Estimate	Std. Error	t Value	Pr > |t|
a0	15.5559	6.6118	2.35	0.0244
a1	-0.09448	0.05939	-1.59	0.1206
a2	0.05341	0.03221	1.66	0.1062
a3	-0.00373	0.004182	-0.89	0.3783
a4	-0.01564	0.00968	-1.62	0.115
a5	-0.04769	0.03886	-1.23	0.228
teta	0.03387	0.005201	6.51	<.0001

BIODATA PENULIS

Maudi Pramedia Putri atau yang akrab disapa Putri merupakan anak pertama dari tiga bersaudara yang lahir di Karanganyar, 17 Februari 1995 dan berdomisili di Karanganyar dan telah menempuh pendidikan formal di SDN 02 Bangsri (2001-2007), SMP Negeri 1 Karanganyar (2007-2010), dan SMA Negeri 1 Karanganyar (2010-2013) hingga melanjutkan studi guna menempuh gelar sarjana di Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya. Pada tahun 2013, penulis dinyatakan lolos SNMPTN Undangan sebagai mahasiswa S1 jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam. Semasa kuliah yang ditempuh dalam 3.5 tahun, penulis aktif di organisasi kemahasiswaan ITS tingkat jurusan yakni Himpunan Mahasiswa Statistika (HIMASTA-ITS) pada periode 2014-2015 sebagai *staff* Departemen Pengembangan Sumber Daya Mahasiswa dan Kepala Biro Kaderisasi Departemen Pengembangan Sumber Daya Mahasiswa pada periode 2015-2016. Penulis juga turut berpartisipasi dalam kepanitian dilingkup ITS baik di Jurusan maupun Fakultas. Segala kritik dan saran serta diskusi lebih lanjut mengenai Tugas Akhir ini dapat dikirimkan melalui surat elektronik (*e-mail*) ke pramediaputry@gmail.com.